



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
CAMPUS DE CRATEÚS
CURSO DE ENGENHARIA CIVIL

ANTONIO DUARTE MARTINS TERCEIRO

**ANÁLISE DE ESTACIONARIEDADE DAS SÉRIES DE PRECIPITAÇÕES DA
REGIÃO HIDROGRÁFICA CEARENSE DO RIO POTI UTILIZANDO TESTES
ESTATÍSTICOS**

CRATEÚS

2022

ANTONIO DUARTE MARTINS TERCEIRO

ANÁLISE DE ESTACIONARIEDADE DAS SÉRIES DE PRECIPITAÇÕES DA REGIÃO
HIDROGRÁFICA CEARENSE DO RIO POTI UTILIZANDO TESTES ESTATÍSTICOS

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado ao
Curso de Engenharia Civil da Universidade
Federal do Ceará, como requisito parcial à
obtenção do título de bacharel em Engenharia
civil.

Orientador: Prof. Dr. Alan Michell Barros
Alexandre

CRATEÚS

2022

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação

Universidade Federal do Ceará

Sistema de Bibliotecas

Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

Terceiro, Antonio Duarte Martins.

Análise de estacionariedade das séries de precipitações da região hidrográfica cearense do rio Poti utilizando testes estatísticos / Antonio Duarte Martins Terceiro. – 2022.

56 f. : il. color.

Trabalho de Conclusão de Curso (graduação) – Universidade Federal do Ceará, Campus de Crateús, Curso de Engenharia Civil, Crateús, 2022. Orientação: Prof. Dr. Alan Michell Barros Alexandre.

1. Estacionariedade. 2. Precipitações. 3. Estatística. 4. Rio Poti. 5. Tendência. I. Título.

ANTONIO DUARTE MARTINS TERCEIRO

ANÁLISE DE ESTACIONARIEDADE DAS SÉRIES DE PRECIPITAÇÕES DA REGIÃO
HIDROGRÁFICA CEARENSE DO RIO POTI UTILIZANDO TESTES ESTATÍSTICOS

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado ao
Curso de Engenharia Civil da Universidade
Federal do Ceará, como requisito parcial à
obtenção do título de bacharel em Engenharia
civil.

Aprovada em: ___/___/_____.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Alan Michell Barros Alexandre (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof^a. Dr^a. Janine Brandão de Farias Mesquita
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Dr^a. Deborah Mithya Barros Alexandre
Companhia de Gestão dos Recursos Hídricos (COGERH)

A Deus.

Aos meus pais, Darisval Martins e Maria
Marlene.

AGRADECIMENTOS

A Deus, por me permitir esta conquista.

Ao Professor Alan Michell Barros Alexandre, pela orientação e disponibilidade em me auxiliar a concluir este estudo.

A minha família, pelo amor incondicional.

Aos meus colegas discentes, pelo companheirismo.

A todos meus amigos, pela presença, apoio e momentos compartilhados juntos.

RESUMO

Alterações climáticas ao longo dos anos tem se tornado cada vez mais ocorrentes, podemos notar estas mudanças em diversos contextos, dentre eles, nas precipitações. As precipitações são componente fundamental na composição de uma sociedade, movendo sua economia. Visto a sua importância, é fundamental que alterações ocorridas em seus ciclos sejam observadas e testadas, para que o seu comportamento futuro possa ser previsto, e problemas sejam evitados. Para isso, é possível analisar por meio dos valores de suas séries temporais captadas em estações hidrometeorologias, para que sua estacionariedade seja analisada. Com esses dados em mão, o passo seguinte é aplicar testes estocásticos, devolvendo resultados que tornam possível detectar mudanças ocorridas em longos períodos, além de mensurar o nível destas tendências, a direção do seu declive, seu ponto de mudança e se estas mudanças podem ser consideradas significantes, que irá determinar se as séries são estacionárias. Para isso, neste estudo, foram escolhidas treze estações presentes sobre a bacia hidrográfica do rio Poti, no Ceará, selecionadas baseadas em sua localização e tamanho amostral, que variam entre os anos de 1911 e 2018. Em seguida, foi testada a normalidade das amostras pelo teste de Shapiro-Wilk, fator importante para a precisão dos resultados dos testes de hipóteses paramétricos aplicados logo depois. Nestes testes, avaliamos o nível de tendência das séries, para detectar possíveis mudanças que ultrapassem o nível de significância adotado, considerando então a hipótese alternativa dos testes, que determina que as precipitações são não-estacionárias. Dentre os testes disponíveis para avaliar a estacionariedade de séries históricas, foram selecionados os mais utilizados na literatura para análises hidro meteorológicas, e considerando o poder de teste. Foram escolhidos, de testes paramétricos, os testes T-Student e F-Snedecor, que avaliam respectivamente mudanças na média e variância das precipitações. Para os testes não-paramétricos, que não tem exigências quanto a composição da amostra, foram escolhidos os testes de Wilcoxon, Mann-Kendall, Sen's Slope, Spearman Rho e Pettitt. Ao aplicar todos os testes, com auxílio da linguagem R, foi possível comparar os resultados, que demonstravam declives negativos em onze das estações e poucas evidências de não-estacionariedade, com a estação de Croatá sendo a com mudanças mais consideráveis, entretanto ainda mantendo estabilidade na maioria dos testes, concluindo que as estações demonstram fortes argumentos de estacionariedade.

Palavras-chave: Series de precipitação, estacionariedade, testes estatísticos, rio Poti

ABSTRACT

Climate changes over the years have become more and more frequent, we can notice these changes in different contexts, among them, in precipitation. Precipitation is a fundamental component in the composition of a society, moving its economy. Given its importance, it is essential that changes occurring in its cycles are observed and tested, so that its future behavior can be predicted, and problems are avoided. For this, it is possible to analyze through the values of its time series captured in hydrometeorological stations, so that its stationarity is analyzed. With these data in hand, the next step is to apply stochastic tests, returning results that make it possible to detect changes that have occurred over long periods, in addition to measuring the level of these trends, the direction of their slope, their point of change and whether these changes can be considered significant, which will determine whether the series are stationary. For this, in this study, thirteen stations present on the Poti River basin, in Ceará, were selected based on their location and sample size, which vary between the years 1911 and 2018. Then, the normality of the samples was tested by the Shapiro-Wilk test, an important factor for the accuracy of the results of the parametric hypothesis tests applied soon afterwards. In these tests, we evaluate the trend level of the series, to detect possible changes that exceed the adopted significance level, then considering the alternative hypothesis of the tests, which determines that the precipitations are non-stationary. Among the tests available to evaluate the stationarity of historical series, the most used in the literature for hydrometeorological analysis were selected and considering the test power. From parametric tests, the T-Student and F-Snedecor tests were chosen, which respectively evaluate changes in the mean and variance of rainfall. For non-parametric tests, which do not require sample composition, the Wilcoxon, Mann-Kendall, Sen's Slope, Spearman Rho and Pettitt tests were chosen. By applying all the tests, with the aid of the R language, it was possible to compare the results, which showed negative slopes in eleven of the stations and little evidence of non-stationarity, with the Croatá station being the one with the most considerable changes, however still maintaining stability in most tests, concluding that the stations demonstrate strong stationarity arguments.

Keywords: Precipitation series, stationarity, statistical tests, Poti River

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Delimitação da região analisada da bacia hidrográfica do rio Poti.....	19
Figura 2 – Gráfico de distribuição normal.....	22
Figura 3 – Mapa da parcela cearense do rio Poti com a localização das estações.....	34
Figura 4 – Histogramas das series Nova Russas (P1) e Tamboril.....	39
Figura 5 – Histogramas de frequência relativa acumulada.....	39
Figura 6 – Comparativo T-Student para dois níveis de significância, Croatá (Log).....	41
Figura 7 – Ponto de mudança nas precipitações, Guaraciaba do Norte (P1)	45
Figura 8 – Ponto de mudança nas precipitações, Aeroporto.....	45

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Estações pluviométricas.....	33
Tabela 2 – Teste de normalidade Shapiro-Wilk.....	38
Tabela 3 – Resultados dos testes paramétricos.....	40
Tabela 4 – Resultados dos testes não-paramétricos.....	43

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

T	T-Student
MK	Mann-Kendall
SR	Spearman Rho
F	F-Snedecor
P	P-Valor

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	16
1.1 Objetivos	17
<i>1.1.1 Objetivo geral</i>	<i>17</i>
<i>1.1.2 Objetivos específicos</i>	<i>17</i>
2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	18
<i>2.1 Região das precipitações analisadas</i>	<i>18</i>
<i>2.2 Conceito estatístico abordados</i>	<i>20</i>
<i>2.2.1 Estacionariedade e não-estacionariedade</i>	<i>20</i>
<i>2.2.2 Nível de significância</i>	<i>21</i>
<i>2.2.3 Testes de normalidade</i>	<i>22</i>
<i>2.2.3.1 Shapiro-Wilk</i>	<i>23</i>
<i>2.2.4 Testes paramétricos</i>	<i>24</i>
<i>2.2.4.1 Teste T-Student</i>	<i>24</i>
<i>2.2.4.2 Teste F-Snedecor</i>	<i>25</i>
<i>2.2.5 Testes não-paramétricos</i>	<i>25</i>
<i>2.2.5.1 Teste de Wilcoxon</i>	<i>26</i>
<i>2.2.5.2 Teste de Cox-Stuart</i>	<i>27</i>
<i>2.2.5.3 Teste de Mann-Kendall</i>	<i>28</i>
<i>2.2.5.4 Estimador de Sen's slope</i>	<i>29</i>
<i>2.2.5.5 Coeficiente de correlação de Spearman</i>	<i>30</i>
<i>2.2.5.6 Teste de Pettitt</i>	<i>31</i>
3 METODOLOGIA	32
<i>3.1 Estações pluviométricas selecionadas</i>	<i>32</i>
<i>3.2 Metodologia estatística</i>	<i>34</i>

<i>3.3 Softwares utilizados</i>	36
<i>3.3.1 Rstudio</i>	36
<i>3.3.2 XLSTAT</i>	36
<i>3.3.3 QGIS with GRASS</i>	36
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO	37
<i>4.1 Resultados dos testes paramétricos</i>	<i>37</i>
<i>4.2 Resultados dos testes não-paramétricos</i>	<i>42</i>
<i>4.3 Comparativo entre os testes</i>	<i>47</i>
5 CONCLUSÃO	47
REFERÊNCIAS	49

1 INTRODUÇÃO

Alterações nos padrões climáticos de uma região tendem a afetar diretamente não só a natureza do local, mas seus polos econômicos e sociais. Aplicadas estas mudanças em uma série temporal hidrológica, quando relacionadas a uma tendência temporal, causam efeitos inesperados em seus ciclos, que são previstos baseados em médias e variâncias constantes, invariáveis. Dentre os fatores que causam essa não-estacionariedade é possível citar o desmatamento, crescimento urbano, mudanças físico-químicas no solo e outros fatores de origem antropogênica, assim como os efeitos da variabilidade natural no clima (MOREIRA; NAGHETTINI; ELEUTÉRIO, 2016).

Tais alterações nos parâmetros de uma amostra dificultam as previsões estatísticas do local, visto que por padrão, uma série é considerada estacionária, principalmente ao analisar um espaço curto de tempo, em que as variações não demonstram um grau de significância. Com a confiabilidade desta pressuposição indiretamente proporcional ao tamanho da amostra, não sendo confiável principalmente em um período maior que 30 anos (DETZEL et al., 2011).

Executando por exemplo a previsão das precipitações de uma região, há uma presença residual muito maior nos resultados que o esperado, visto que a análise foi feita considerando uma taxa de frequência não tendenciosa, logo, não mudando com o tempo. Justificando a necessidade deste estudo, já que essa diferença não esperada é capaz de, em um grande espaço de tempo, acarretar problemas hidrológicos de grande magnitude. Um problema que pode ocorrer é o mau dimensionamento de infraestruturas hídricas, as quais podem estar sub ou superdimensionadas devido a variação não contabilizada, podendo trazer problemas econômicos, sociais, e risco a vida da população caso haja um sinistro (ISHAK et al., 2013). Situado o problema desta imprecisão estatística, é válido avaliar regiões em que a análise de estacionariedade em suas precipitações não foi feita com a precisão necessária para um bom valor de confiança.

Neste trabalho, usaremos as estações pluviométricas que cobrem a parcela cearense do rio Poti, nos sertões cearenses, como objeto de estudo. Local foi escolhido não só por cobrir território da universidade responsável, mas devido à grande variabilidade nas precipitações do semiárido nordestino (DA SILVA et al., 2013). Fator que comprova esta variabilidade nas precipitações da região, é que nos últimos cinquenta anos, houve duas situações em que no estado do Ceará ocorreu uma seca com período de cinco anos ininterruptos, de 1979 a 1983 e 2012 a 2016 (FUNCEME, 2016).

Diversos testes estatísticos serão aplicados, investigando as séries de precipitação e

constatando se a hipótese nula de estacionariedade é confiável. Ou se é mais provável a hipótese alternativa, que geralmente supõe a não-estacionariedade da série, não tendo objetivo nesta análise de justificar as causas destas variações, ou constatar os possíveis danos.

Dentre os testes de hipóteses que serão utilizados, é possível dividi-los entre testes paramétricos e não paramétricos. Sendo necessário analisar a normalidade das séries históricas a fim de definir se é possível aplicar os testes paramétricos, já que exigem para a variável aleatória uma estrita distribuição de probabilidade baseada na curva simétrica gaussiana (TORMAN; COSTER; RIBOLDI, 2012). Para os testes, foram selecionadas treze estações chave como objeto de estudo, todas elas estações pluviométricas e escolhidas devido a sua grande sequência de precipitações sem falhas coletadas em um espaço de tempo significativo, analisando diferentes períodos para cada estação, variando entre os anos 1911 e 2018, com algumas apresentando mais de cem anos, sendo o tamanho das séries analisadas importante para a maior precisão na detecção de heterogeneidade (NAGHETTINI; PINTO, 2007).

1.1 Objetivos

1.1.1 Objetivo geral

Analisar a hipótese de estacionariedade das séries de precipitação anuais das estações pluviométricas localizadas na região hidrográfica cearense do rio Poti a partir de testes estatísticos.

1.1.2 Objetivos específicos

- Selecionar estações pluviométricas representativas do regime anual das precipitações na região hidrográfica cearense do rio Poti.
- Avaliar a normalidade das séries de precipitações anuais a partir do modelo de Shapiro-Wilk.
- Avaliar a estacionariedade das séries precipitações anuais a partir de testes estatísticos paramétricos e não-paramétricos.
- Analisar a performance dos diferentes testes estatísticos utilizados.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Neste tópico, temos revisados os principais temas necessários como carga bibliográfica para entendimento dos parâmetros abordados no vigente trabalho. Sendo estes: as precipitações da região Nordeste e os conceitos estatísticos utilizados.

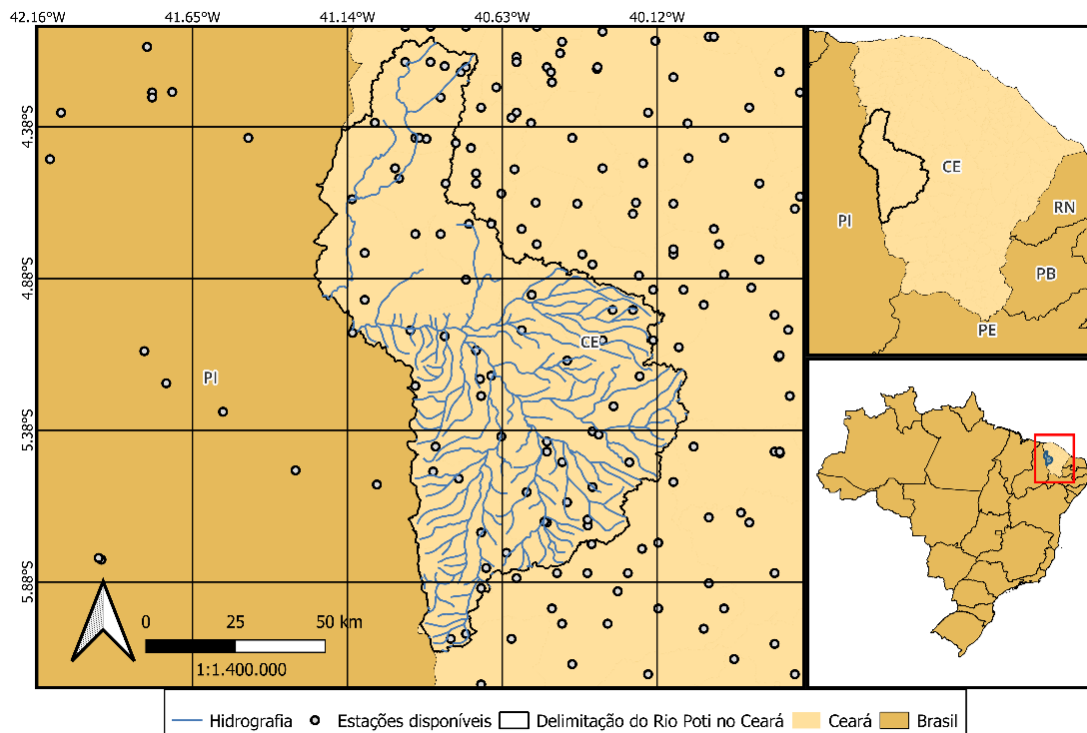
2.1 Região das precipitações analisadas

As precipitações elegidas para este estudo são as que cobrem a região cearense do rio Poti. Com foz no rio Parnaíba e nascente na região centro-oeste do estado do Ceará, na serra dos Cariris novos, aonde vai em direção à Crateús e depois contorna à noroeste. Este rio percorre os estados do Ceará e Piauí, e por isso, é de domínio da união (ROSA; ALEXANDRE, 2021).

Ao Norte do semiárido nordestino, as estações observadas estão localizadas no Ceará, que demonstra em seus períodos chuvosos precipitações anuais médias de 500 a 850 mm em sua parcela semiárida, e de 1000 a 1700mm nas regiões praianas e de serra (CEARÁ, 2015). com estas precipitações sendo diretamente influenciadas pela temperatura da superfície do mar dos oceanos Pacífico e Atlântico, e outros fatores de grande escala, temos que sua sazonalidade se configura em precipitações que variam entre 125 e 300 mm no início do ano, entre os meses de janeiro a abril, e decai abruptamente, variando de 0 à 25 mm de julho a novembro, caracterizando a grande variabilidade nos quadros chuvosos da região (INMET, 2019).

Cerqueira, Santos e Aquino (2018) analisaram as precipitações do perímetro piauiense do rio Poti, que demonstrava a variabilidade das precipitações, onde em 1985 chegou a alcançar um volume 221,2% acima da média, enquanto 1993 e 1998 tiveram precipitações totais abaixo de 38% da média. Existem também trabalhos anteriores que avaliam a geomorfologia do rio, Barreto e Costa (2014) mencionam a presença de um cânion que divide os estados, resultado de erosão da formação Tianguá e formação Ipu. Já Santos (2017), ao avaliar a parcela piauiense, destaca a diversidade geomorfológica, com presença de morros, colinas e marmitas de dissolução.

Figura 1 – Delimitação da região analisada da bacia hidrográfica do rio Poti



Fonte: Elaborado pelo autor (2022)

Existem inúmeros métodos aplicados em estudos de series históricas para analisar suas precipitações, em diferentes regiões, visto a importância dos dados para atividades humanas, abastecimento de água e regulação de ecossistemas (SILVA; PEREIRA; ALMEIDA, 2012). Neste contexto, temos a região Nordeste, com sua alta variabilidade em precipitações, com ocorrência das chuvas em alguns meses do ano, apresentando sequencias anuais de secas, assim como de grandes chuvas, eventos influenciados por fatores de maior escala, como o fenômeno atmosférico El Niño-Oscilação Sul (DA SILVA *et al.*, 2013). Fenômeno este análogo a interações feitas entre o oceano e a atmosfera, afetando o padrão de distribuição da chuva em dois modelos constituintes, um de caráter oceânico, chamado de El Niño e La Niña, e outro atmosférico, a Oscilação Sul (VEIGA; LUCENA; WANDERLEY, 2022).

As precipitações da região são influenciadas também por mecanismos como a Zona de Convergência Intertropical (ZCIT), conjunto de nuvens composta por ventos Alísios dos hemisférios norte e sul, que ao colidirem causam a geração de nuvens (FERREIRA; MELLO, 2005). Estudos anteriores demonstrando que os períodos de seca da região Nordeste ocorrem em conjunto com a movimentação do ZCIT para o norte, e evidenciam a influência do

mecanismo nas quadras chuvosas que iniciam em fevereiro (NAMIAS, 1972; UVO et al., 1998).

2.2 Conceito estatístico abordados

Nesta seção, descrevem-se os principais conceitos estatísticos utilizados no estudo de estacionariedade de séries temporais. Estes foram divididos em quatro seções: o conceito de estacionariedade de uma série; testes de normalidade; testes de estacionariedade paramétricos; e testes não-paramétricos.

2.2.1 Estacionariedade e não-estacionariedade

Nos parâmetros estatísticos, a estacionariedade é uma característica que pode ser encontrada em um conjunto de dados que apresentam invariância temporal, em determinado período estudado. Podemos dizer que uma variável $N(x, t)$ é fortemente ou estritamente estacionária se houver a mesma função densidade de probabilidade em $u(x, t)$ e $u(x, t + \tau)$, $\forall \tau \geq 0$ (MARTINS, 2011). Logo, ao observar dois subconjuntos de uma amostra estacionária, é de se esperar que ambos demonstrem comportamento muito semelhante, ou idêntico, dentro de um grau de liberdade definido.

Já a não-estacionariedade é o termo dado ao efeito de mudança temporal dos dados, que apresentam um comportamento tendencioso que muda sua média, variância e autocorrelação, sendo necessário um intervalo satisfatório de tempo para que as mudanças sejam consideradas significativas, podendo uma amostra tendenciosa ser considerada estacionária apenas por seu intervalo analisado não ser grande o suficiente para que as variações fossem consideradas relevantes. Quando a não-estacionariedade ocorre repentinamente define-se como salto, se gradualmente é o caso de uma tendência. Esta também pode apresentar característica cíclica, principalmente ao analisar dados que são afetados pela ação climática (NAGHETTINI; PINTO, 2007).

MILLY *et al.* (2008) menciona que a estacionariedade está morta, no contexto de análise hidrometeorológica, porque a mudança antropogênica substancial do clima da Terra está alterando os meios e os extremos de precipitação, evapotranspiração e taxas de descarga dos rios, reforçando que pelo atual estado do planeta, a estacionariedade não pode ser “revivida”.

As tendências e estacionariedade de série de dados hidrometeorológicos foram analisadas em diversos estudos para o estado do Ceará. Freitas (1997) analisou os rios

intermitentes no estado do Ceará aplicando os testes T-Student e o teste de Anderson, não encontrando evidências de não-estacionariedade. Zaira, Rolim e Carvalho (2018) avaliaram as séries de vazões do rio Jaguaribe, com Mann-Kendall, Sen's slope e testes de raiz unitária, detectando a estacionariedade e variação decrescente. Hiera, Lima Júnior e Zanella (2019) examinaram diversas estações de precipitação distribuída pelo estado do Ceará utilizando o teste de Mann-Kendall, e observaram tendência decrescente significativa nos quadros de meses chuvosos para as regiões do Cariri e Jaguaribana. Araújo *et al* (2020) avaliou as precipitações da região metropolitana do Cariri, usando o teste Mann-Kendall e regressão linear, das nove estações avaliadas, detectou tendências negativas em oito e positiva em apenas uma. Para a região Nordeste do Brasil, cabe destacar o estudo recentemente realizado por Assis *et al.* (2021) que usou teste T-Student para avaliar a bacia do rio Pajeú, em Pernambuco, detectando tendências decrescentes nas precipitações totais anuais e dias secos.

2.2.2 Nível de significância

O nível de significância é a quantidade de erro tipo I que se está disposto a relevar numa amostra, sendo geralmente utilizado na literatura um valor de $\alpha = 0,05$ (5%) (THIESE; RONNA; OTT, 2016). É chamado de erro tipo I a situação em que a hipótese nula é rejeitada erroneamente, e para alguns estudos onde a ocorrência deste erro é menos tolerável, por isso é adotado um nível de significância menor, como o de 1%.

Inverso ao nível de significância, temos o conceito de intervalo de confiança, que sempre será complementar à porcentagem da significância, e determina a taxa de sucesso do resultado obtido. Ambos os valores serão relevantes para defender a hipótese nula (H_0), ou adotar a hipótese alternativa (H_1), tendo na maioria dos testes, a hipótese nula defendendo a estacionariedade da população. O que determinará se o teste demonstrou estar dentro do nível de significância, mantendo a hipótese nula, será o P-valor.

O P-valor (*P-value*) mensura o nível de evidências contra a hipótese nula, quão mais próximo de zero for o resultado, maior é a evidência contra H_0 (THIESE; RONNA; OTT, 2016). Ao executar os testes que definirão se a série é estacionária, sempre obteremos junto as estatísticas do teste, um P-valor. Caso o valor obtido esteja dentro do intervalo de significância adotado, a tendência será considerada uma ocasionalidade causada pela aleatoriedade das amostras.

2.2.3 Testes de normalidade

Diversos testes estatísticos exigem uma suposição de normalidade dos dados para que possam ser executados. Este conceito está relacionado a uma distribuição de frequência presente no conjunto analisado, a distribuição normal, também conhecida como gaussiana, sendo ela necessária para analisar o intervalo de confiança. Uma distribuição normal apresenta simetria em seu gráfico, com sua média, moda e mediana iguais e presente em seu centro, podendo ser definida pela função densidade de probabilidade (LOPES; CASTELO BRANCO; SOARES, 2013). A Figura 2 apresenta o gráfico da distribuição normal.

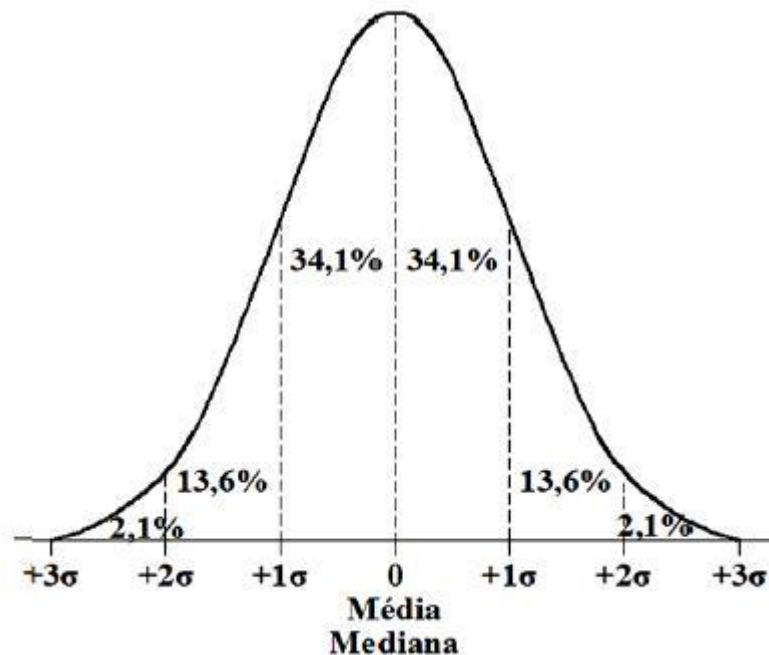
$$f_x = \frac{e^{-\frac{1}{2} * \left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right)^2}}{\sigma\sqrt{2\pi}}, \quad x \in R, \quad \mu \in R$$

Onde:

μ = média populacional da amostra

σ = desvio padrão populacional

Figura 2 – Gráfico de distribuição normal



Fonte: LOPES; CASTELO BRANCO; SOARES (2013)

Para investigar as distribuições, a fim de determinar sua normalidade, diversos testes

podem ser utilizados. O teste Shapiro-Wilk demonstra maior eficiência para diferentes tamanhos amostrais e é capaz de apresentar os resultados de maior confiabilidade para o espaço de tempo analisado (TORMAN; COSTER; RIBOLDI, 2012).

Quando uma amostra apresenta uma distribuição não-normal, é possível aplicar uma função de normalização das amostras. Dentre as maneiras disponíveis de se padronizar uma amostra, existe a transformação logarítmica, função muito utilizada, principalmente na área dos estudos estatísticos para biomedicina e estudos psicológicos (C FENG *et al.*, 2014). Para a transformação logarítmica, é exigido que os dados não apresentem valores menores que zero, também é preciso condicionar a função para que nos casos em que o dado seja zero, a logaritmização aplicada seja igual à Log (1). Vale ressaltar que a transformação não garante que a amostra se torne normalizada, sendo apenas uma maneira de tentar tornar os dados menos oblíquos.

2.2.3.1 Shapiro-Wilk

Ao executar o teste de Shapiro-Wilk, obtemos a estatística W e o P-valor, tendo como hipótese nula (H0) para o teste a afirmação da presença de distribuição normal, e alternativa (H1) a inexistência de normalidade na distribuição. A estatística do teste é calculada por meio da seguinte equação definida (SHAPIRO; WILK, 1965):

$$W = \frac{(\sum_{i=1}^n a_i x(i))^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

Onde:

a_i = Coeficiente tabelado do teste, que depende do tamanho amostral (ANEXO C)

x = Valores da amostra, variando de i até n

\bar{x} = Média dos valores da amostra

O P-valor neste teste é obtido de maneira diferente de outros como o de Kolmogorov-Smirnov, que segue a função de distribuição de probabilidade empírica. Já no Shapiro-Wilk, obtemos por meio da análise dos valores amostrais elevados ao quadrado (LEOTTI; BIRCK; RIBOLDI, 2005).

2.2.4 Testes paramétricos

Os testes paramétricos são geralmente mais simples e exigem padrões na distribuição dos dados, que por regra, devem conter distribuição conhecida e normal, com amostra independente. Nos casos em que é possível aplicar um teste paramétrico em uma distribuição normal, temos resultados mais poderosos, e com menor chance de erro tipo II, que ocorre quando se aceita a hipótese nula (H_0), que na verdade é falsa (GRECH; CALLEJA, 2018). Dentre os diversos testes paramétricos utilizados na literatura, apresenta-se aqui os testes: T-Student e F-Snedecor.

2.2.4.1 Teste T-Student

O T-Student é um teste simples, com maior poder ao analisar uma população de $n \geq 30$ (SAWILOWSY; BLAIR, 1992). Este teste é utilizado para conferir a possível mudança nos dados partindo de determinado período, avaliando a média de sua distribuição. Para sua aplicação seleciona-se duas subamostras, que são aplicadas a seguinte equação, onde a similaridade de suas médias é analisada (ROLIM; FILHO; ROCHA, 2019):

$$t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{S_p * \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}$$

Em que:

\bar{x}_1 = média da primeira subamostra

\bar{x}_2 = média da segunda subamostra

n_1 = quantidade de dados da primeira amostra

n_2 = quantidade de dados da segunda amostra

S_p = estimador combinado de variâncias

Ao obter o valor t , é possível comparar com os valores críticos, bicaudais, da distribuição. Valores estes obtidos por meio da tabela t (Anexo A) que compara os graus de liberdade com o nível de significância adotado. Para os graus de liberdade, será sempre utilizado $GL = n - 1$, onde “ n ” é o tamanho total da amostra analisada. Sendo assim, quando o (valor de t) > (t crítico), e o P-valor for significativo, rejeitaremos a hipótese nula (H_0) e consideramos as

médias das subamostras diferentes, apresentando não-estacionariedade.

2.2.4.2 Teste F-Snedecor

Teste F ou F-Snedecor, de funcionalidade semelhante ao T-Student, onde utiliza-se duas subamostras, agora avaliando suas variâncias e determinando se ambas apresentam diferença que possa comprovar se houve ou não uma tendência nos dados de uma data a outra.

Neste caso, temos como hipótese nula (H0) a afirmação de que as subamostras mantiveram variâncias semelhantes ou iguais ($\sigma_1 = \sigma_2$), que implica em sua estacionariedade, utilizando a seguinte equação para verificar esta hipótese (SNEDECOR; COCHRAN, 1989):

$$F = \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = \frac{\frac{\sum(x_1 - \bar{x}_1)^2}{n_1 - 1}}{\frac{\sum(x_2 - \bar{x}_2)^2}{n_2 - 1}}$$

Em que:

n_1 = tamanho amostral, primeira subamostra

n_2 = tamanho amostral, segunda subamostra

\bar{x} = média dos valores amostrais

S = variância amostral

σ = variância da população

S_p = estimador combinado de variâncias

Ao obter a estatística F, o procedimento é semelhante ao de T-Student, onde analisa-se a tabela de valores de referência (Anexo B), que agora compara dois graus de liberdade (GL), um para cada amostra, sendo adotado seguindo as seguintes funções: $GL_1 = n_1 - 1$ e $GL_2 = n_2 - 1$.

2.2.5 Testes não-paramétricos

Quando temos um formato de variável com distribuição desconhecida, utilizamos testes estatísticos com dinâmica de distribuição livre, os testes não-paramétricos. Para estes casos, temos uma menor ou nenhuma exigência quanto aos parâmetros que compõe os dados analisados, que não necessitam apresentar normalidade, e são mais passíveis à *outliers*. Dentre os diversos testes não-paramétricos utilizados na literatura, apresenta-se aqui os testes:

Wilcoxon; Cox-Stuart; Mann-Kendall, Spearman rho, Sen's slope e Pettitt.

Os testes não-paramétricos são recomendados em situações em que a mediana dos dados está muito diferente da média, assim como para casos em que a amostra é muito pequena, onde se torna impossível inferir a normalidade dos dados (GRECH; CALLEJA, 2018). Outro ponto que favorece estes testes, é que apesar de geralmente menos poderosos, são mais práticos de se usar em séries históricas hidrometeorológicas, que geralmente apresentam falhas e *outliers*, não sendo capazes de seguir os padrões exigidos nos testes paramétricos (HIPEL; MCLEOD, 1994).

2.2.5.1 Teste de Wilcoxon

O teste de Wilcoxon, também conhecido como teste Wilcoxon-Mann-Whitney rank-sum, analisa as médias da população em dois conjuntos de subamostras, aplicando os testes na primeira e comparando com a distribuição restante, aferindo se respeitam a hipótese nula de semelhança entre as médias, dado o nível de significância definido (ROLIM; SOUZA FILHO; ROCHA, 2019).

É o equivalente não-paramétrico do teste T-Student, sendo menos poderoso, se analisado uma população com distribuição normal. Mas é a melhor opção quando a distribuição é não-paramétrica (CONOVER, 1999), também se mostra melhor quando analisadas populações muito pequenas (MEEK; OZGUR; DUNNING, 2007). Em caso de divergências entre os resultados do T-Student e Wilcoxon, será avaliada a normalidade e tamanho da amostra, para concluir qual dos resultados é mais confiável. Para aplicar o teste, são necessárias mais etapas se comparado com o T-Student, sendo feito da seguinte maneira:

$$U = S - \frac{n1(n1 + 1)}{2}$$

$$S = \sum_{i=1}^{n1} Rxi$$

Em que:

$n1$ = tamanho amostral

Rxi = ordem crescente dos valores da primeira amostra

U = soma das ordens dos valores da primeira amostra

Após obter a estatística U , calcula-se em seguida sua média e variância, para então ser

calculado o escore Z do teste, e comparar o valor obtido com o Z crítico, que para um nível de significância de 5% é igual a 1,96. Caso o Z obtido ultrapasse esse parâmetro crítico, a série é definida como não-estacionária (TOZZI, 2014).

$$E(U) = \frac{n1 * n2}{2}$$

$$Var(U) = \frac{n1 * n2(n1 + n2 + 1)}{12}$$

$$Z = \frac{U - E(U)}{\sqrt{Var(u)}}$$

2.2.5.2 Teste de Cox-Stuart

O teste de Cox-Stuart é utilizado para detectar padrões periódicos, comparando a primeira e última metade de uma amostra, e analisando a presença de uma queda ou ascendência nas observações, que para o caso de não apresentarem tendência, devem ter diferenças mínimas entre as duas metades, que signifiquem apenas um desvio previsível dos valores (LEHTINEN; PULKKINEN; PÖRN, 1997). O que define se a diferença encontrada entre os valores implica em não-estacionariedade é o respectivo P-valor.

Conhecido também como teste do sinal, onde avalia-se posição da média na curva de distribuição, a fim de ponderar uma variação causada por tendência monótona, ou seja, decrescentes ou crescentes. Neste teste, compara-se os pares formados dos dados da amostra principal, sendo o número de observações chamado de N, com $C = N/2$ ou $C = (N+1) / 2$ para os casos de N ser par ou ímpar, respectivamente.

Após atribuímos os valores de N e C, calcula-se a diferença entre os pares, atribuindo valores positivos ou negativos, sendo analisado o número de sinais no total, em que um maior número de valores negativos determina a presença de tendência negativa, sendo a presença de tendência significativa determinada pelo P-valor, calculado utilizando a seguinte equação (COX; STUART, 1955):

$$P = 2 * \left(\frac{m! * P i^r * Q^{m-r}}{r! * (m - r)!} \right)$$

Onde:

m = número de observações

r = número de observações negativas

(m-r) = número de observações positivas

Pi = proporção de valores negativos na amostra

Q = proporção de valores positivos na amostra

2.2.5.3 Teste de Mann-Kendall

O teste de Mann-Kendall (MANN, 1945; KENDALL, 1975) é utilizado frequentemente ao avaliar séries temporais no contexto ambiental, avaliamos a presença de tendências na série inteira, sem subdivisões dos seus dados. Por avaliar a sequência dos valores, sem assumir nenhum critério e mesmo assim sendo quase tão poderoso quanto testes paramétricos, é especialmente efetivo ao analisar dados não-normais e séries temporais com falhas, caso comum em séries hidrometeorologias (MOURATO; MOREIRA; CORTE-REAL, 2009; WANG *et al*, 2020). Na literatura, é o teste mais utilizado para detectar tendências (YUE *et al*, 2002), e o mais apropriado dentro do contexto de mudanças climáticas (GOOSSENS; BERGER, 1987).

Para esse teste, é necessário aplicar primeiramente o teste de sequências, seguindo as equações (LOPES; DA SILVA, 2013):

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sign}(X_j - X_i)$$

Em que:

$$\text{sign}(x) = \begin{cases} 1, & \text{se } x > 0 \\ 0, & \text{se } x = 0 \\ -1, & \text{se } x < 0 \end{cases}$$

X_i e X_j = valores da série, com $j > i$

n = comprimento da série

Em seguida, obtém-se suas variâncias, assim, com os resultados obtidos do teste de sequências e cálculo da variância (V_s), calcula-se a estatística Z do teste, que determina a existência de tendências positivas, negativas ou nulas na série. Para V_s e Z respectivamente, tem-se as seguintes equações:

$$V_s = \left(n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^m i(i-1)(2i+5) \right) / (18)$$

$$Z = \begin{cases} (s-1)/\sqrt{V_s}, & \text{se } S > 0 \\ 0, & \text{se } S = 0 \\ (S+1)/\sqrt{V_s}, & \text{se } S < 0 \end{cases}$$

i = valores em grupos empatados

n = tamanho amostral

Σ = Somatório dos conjuntos de dados empatados

M = quantidade de grupos empatados

Ao obter a estatística do teste, analisamos seu valor p, que é obtido aplicando a função de distribuição acumulada, dada da seguinte maneira:

$$p = 0,5 - \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}} * \int_0^{|Z|} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \right)$$

Onde:

t = valores normalizados da amostra

2.2.5.4 Estimador de Sen's slope

O Sen's slope é um procedimento realizado para detectar o viés da declividade na curva de tendências lineares, e geralmente usados como complemento dos resultados do teste de Mann-Kendall (DA SILVA *et al*, 2015). Para obtenção do coeficiente angular da curva, é calculada a estatística Q, que determina o declive para um par de dados comparados, e então, é obtida a mediana dos pares, sendo calculada de forma diferente se o valor M de pares formados for par ou ímpar. A mediana será o estimador de declive, e seu resultado determinará se a tendência na série é positiva, negativa ou inexistente (MOREIRA; NAGHETTINI, 2016). As equações para obter os declives e sua mediana são, respectivamente:

$$Q_{ij} = \frac{X_j - X_i}{j - i}, \quad \text{em que } j > i$$

$$Q_{med} = \begin{cases} Q_{\lfloor \frac{M+1}{2} \rfloor}, & \text{se } M \text{ for par} \\ \frac{(Q_{\lfloor \frac{M}{2} \rfloor} + Q_{\lfloor \frac{M+2}{2} \rfloor})}{2}, & \text{se } M \text{ for impar} \end{cases}$$

Em que:

N = tamanho amostral

M = número de pares comparados

X_j e X_i = valores das subamostras

2.2.5.5 Coeficiente de correlação de Spearman

O coeficiente de correlação de Spearman, também conhecido como o teste de Spearman Rho (SR), analisa a correlação de variáveis independentes, o qual permite visualizar a diferença entre dois grupos de subamostras, e determinar a existência de uma tendência. Dentre suas vantagens estão a possibilidade de aplicar em pequenas amostras, e a capacidade de analisar séries sem intervalos de tempo regulares (GAUTHIER, 2001). Existem inúmeras semelhanças entre este teste e o de Mann-Kendall, como no cálculo do valor P, que segue a mesma fórmula em ambos, mencionada anteriormente.

Assim como no teste de Mann-Kendall, aqui analisa-se os valores por postos ordenados, e apesar de muito utilizado na área das ciências biomédicas (MIOT, 2018), não é tão popular como o Mann-Kendall em análises de séries hidrológicas, existindo poucos exemplos mencionados do teste utilizados neste contexto. Mcleod *et al.* (1991) avaliou as tendências de séries temporais da qualidade de água utilizando SR, Fleming. Weber (2012) utilizou o teste para analisar mudanças em vazões de reservatórios de hidrelétricas na Columbia Britânica. No Brasil, Detzel *et al.* (2011) aplicou o teste nas séries de usinas hidrelétricas do País. Porém, a popularidade do teste de Mann-Kendall não se dá por um maior poder de teste, apresentando ambos os testes um poder semelhante ao serem comparadas amostras com mesmo tamanho e coeficiente de variação (YUE; PILON; CAVADIAS, 2002).

A estatística do teste pode ser calculada de duas maneiras, dependendo da existência de pares empatados na comparação das amostras. Ao existir pares empatados, utiliza-se a versão completa da fórmula de Spearman, já no caso de não existir empates, a fórmula pode ser usada para fins práticos de maneira simplificada. Sendo as versões completa (1) e simplificada (2) expressas da seguinte maneira, respectivamente (GAUTHIER, 2001):

$$\rho = \frac{S_{xy}}{S_x S_y} = \frac{\frac{1}{n} * \sum_{i=1}^n (R(xi) - \overline{R(x)}) * (R(yi) - \overline{R(y)})}{\sqrt{\left(\frac{1}{n} * \sum_{i=1}^n (R(xi) - \overline{R(x)})^2\right) * \left(\frac{1}{n} * \sum_{i=1}^n (R(yi) - \overline{R(y)})^2\right)}} \quad (1)$$

$$\rho = 1 - \frac{6 * \sum di^2}{n * (n^2 - 1)} \quad (2)$$

2.2.5.6 Teste de Pettitt

O teste de Pettitt (PETTITT; 1979) é um teste de homogeneidade com função de detectar pontos de mudança em uma série de dados. O teste tem como hipótese nula (H0) a inexistência de uma mudança considerável na série, sendo homogênea, e hipótese alternativa (H1) a presença de mudança temporal nos valores, demonstrando assim um possível salto, que caracteriza não-estacionariedade.

$$U_{t,N} = \sum_i^N \sum_{j=t+1}^N \text{sgn}(x_t - x_j)$$

$$\text{sgn} = (x) \begin{cases} 1, & \text{se } x > 0 \\ 0, & \text{se } x = 0 \\ -1, & \text{se } x < 0 \end{cases}$$

$$k(t) = \text{MAX}_{1 \leq t \leq N} |U_{t,N}|$$

Onde:

x_t e x_j = as duas subamostras analisadas, com $j > i$

N = tamanho amostral

Primeiramente, calcula-se as estatísticas do teste ($U_{t,N}$), obtendo todos os resultados, o de maior valor determinará a estatística $k(t)$, que será o ponto de mudança mais significado da série. Para avaliar se esta mudança é significativa, calcula-se o P-valor, pela equação:

$$P = 2 * e^{\left\{ \frac{-6(K_t)^2}{(N^3 + N^2)} \right\}}$$

3 METODOLOGIA

Neste tópico são apresentadas as delimitações metodológicas utilizadas no presente estudo divididas em três partes: Os critérios para seleção das estações pluviométricas; os testes estatísticos utilizados para análise da estacionariedade das séries de precipitações anuais; os softwares utilizados na aplicação dos testes estatísticos.

3.1 Estações pluviométricas selecionadas

No presente estudo foram utilizadas estações pluviométricas consideradas como representativas do regime pluviométrico anual da região hidrográfica cearense do rio Poti. As estações analisadas pertencem aos estados do Piauí e Ceará e foram selecionadas de acordo com a quantidade dados anuais ininterruptos em suas séries temporais. As séries históricas de dados pluviométricos foram coletados no portal HidroWeb da Agência Nacional de Águas e Saneamento básico (ANA), ferramenta essa integrante do Sistema Nacional de Informações sobre Recursos Hídricos (SNIRH). O clima semiárido da região é perceptível na análise, dadas as grandes lacunas sem chuvas nas precipitações diárias observadas.

Portanto, inicialmente foram avaliadas as distribuições de falhas em cada uma das séries, descartando as estações que apesar de apresentar uma série grande de dados, suas falhas ultrapassavam um período de 5 anos contínuos, interrompendo assim sua sequência, não possibilitando uma série mínima de 30 anos sem falhas.

Outro parâmetro considerado na seleção foi a necessidade de possuir no mínimo 50 anos de dados em sua série histórica anual. Uma única exceção foi feita a estação de código ANA-540019 localizada no município de Independência homônimo, que apresentou uma série de 45 anos sem falhas significativas. O motivo desta estação ter sido considerada se deve a sua proximidade e correlação com a outra estação localizada no mesmo município, código ANA-540016, a qual possui uma série de 71 anos. Foi avaliado também o fato dos dados faltantes da mais longa, se completarem com a menor, que preencheria assim a falta de dados de 1986 em diante. Analisado todos estes fatores, optou-se pela utilização da estação 540019 devido ao seu valor comparativo da estacionariedade com a estação 540016 levando em consideração o período e o tamanho da série.

No total, treze estações foram selecionadas para o estudo (Tabela 1), das quais cinco possui séries muito longas, com aproximadamente cem anos dados. Entre as estações estudadas as séries podem compreender períodos bem diferentes. Nas estações de Crateús, por exemplo,

códigos ANA-540000 e ANA-540003 avaliaram-se em ambas o período de 1911 a 2018, já em Novo Oriente, código ANA-540003, o período se restringe de 1962 a 2018. Considerando estas diferenças, nas estações que possuem séries acima de 70 anos, foram aplicados os testes em três amostras, a saber: i. série completa da estação, ii. primeira metade da série (P1), e iii. segunda metade da série (P2). Tal divisão possibilita uma comparação destas subamostras com estações com séries menores que possuem período semelhante dos dados, além da possibilidade de avaliar a variabilidade dos testes para séries de diferentes dimensões.

Tabela 1 – Estações pluviométricas

Estação	Código ANA	Coordenadas		Período	Foi subdividida?
		X	Y		
Novo Oriente	540003	303493,736	9387505,504	1962- 2018	Não
Independência	540019	354548,122	9403670,838	1974- 2018	Não
Independência	540016	352273,930	9404804,772	1911- 1981	Sim
Aeroporto (Crateús)	540020	311578,544	9424974,539	1911- 2018	Sim
Crateús	540000	315270,429	9424984,372	1911- 2018	Sim
Sucesso	440020	329989,820	9454512,950	1920- 1987	Não
Tamboril	440007	352147,905	9465617,454	1912- 2018	Sim
Nova Russas	440017	326230,466	9478455,726	1920- 2018	Sim
Croatá	440005	287823,301	9511618,754	1962- 2018	Não
Poranga	440018	287362,044	9476479,867	1962- 2018	Não
Guaraciaba do Norte	440023	305713,830	9537352,642	1912- 2018	Sim
Fazenda Boa Esperança	541002	196553,109	9421794,085	1968- 2018	Não
Pedro II	441005	226202,706	9511315,670	1913- 1985	Sim

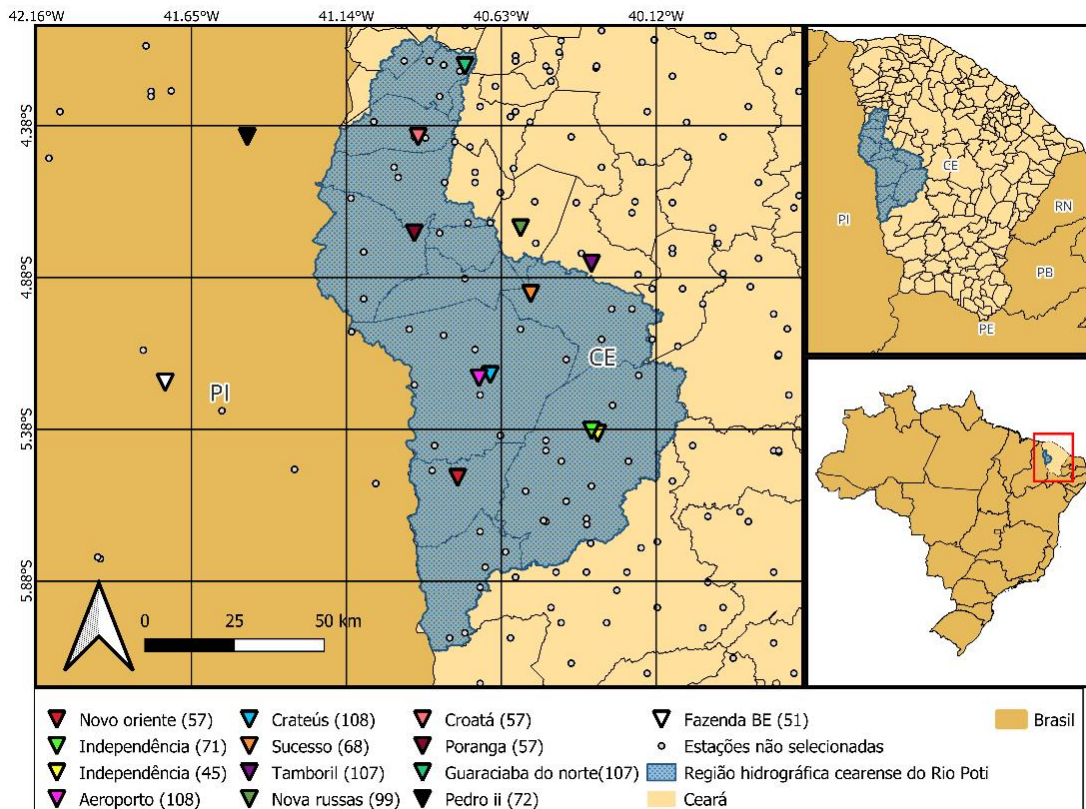
Fonte: Elaborado pelo autor (2022)

Na seleção das estações também foi considerado seu posicionamento geográfico, na tentativa de que uma boa distribuição das estações, englobando toda a região cearense do rio Poti, torna-se o estudo mais representativo possível da variabilidade hidrológica da região que engloba grande área marcada por relevo suave e uma área bastante elevada ao norte na Serra da Ibiapaba.

Ao determinar as estações, considerando os parâmetros mencionados anteriormente, foi possível estabelecer um perímetro que cobria parte dos sertões e noroeste cearense, com maior densidade nas proximidades de Crateús, duas estações (Pedro II e Fazenda Boa Esperança)

representando as extremidades esquerdas e adentrado o centro-norte piauiense, que apesar de fora da área determinada, devido à curta distância e grande quantidade de dados, foram mantidas. A Figura 03 apresenta o mapa da região em estudos, com sua distribuição espacial e a quantidade de dados anuais em suas séries históricas entre parênteses na legenda.

Figura 3 – Mapa da parcela cearense do rio Poti com a localização das estações



Fonte: Elaborado pelo autor (2022)

3.2 Metodologia estatística

Para a aplicação dos testes estatísticos, a metodologia foi escolhida visando a praticidade, exatidão nos resultados e grande quantidade de respostas, para fins comparativos. O nível de significância de $\alpha = 0,05$ (5%) é o valor mais comumente utilizado para este contexto de pesquisa. Para este estudo, foram avaliados os resultados considerando dois níveis de significância, $\alpha = 0,05$ e $\alpha = 0,10$. Todos os testes foram aplicados com a ajuda de softwares com ferramentas estatísticas amplamente utilizadas no meio acadêmico.

Dentre os testes de hipóteses utilizados para análise de tendências, foram escolhidos os testes paramétricos de T-Student e F-Snedecor, utilizados para avaliar a média e variância das

séries, respectivamente. Para os testes não-paramétricos foram utilizados os modelos de; Wilcoxon, que também comparou as médias das amostras, Mann-Kendall e Sen's Slope, que avaliaram a sequência dos valores das séries, definindo os níveis de tendência e o sentido de suas declividades. Também foi utilizado o teste de Spearman rho, analisando a correlação entre as variáveis, o teste Pettitt, que observou a homogeneidade na distribuição das precipitações, e Cox-Stuart, também recomendado para o contexto de mudanças hidrológicas (MCCUEN, 2003). Porém, considerado menos poderoso que o teste de Mann-Kendall, e por isso não muito adotado ao analisar tendências (RUTKOWSKA, 2015). Apesar disto, mantido neste estudo para uma maior quantidade de resultados, sendo suas conclusões menos relevantes que as do teste de Mann-Kendall, caso apresentem resultados contraditórios.

Antes da aplicação dos testes de hipóteses para determinar a estacionariedade, foi analisada a normalidade da série de dados, fator importante ao aplicar teste paramétricos. Para analisar a normalidade das amostras fez-se uso do software Rstudio™, um ambiente de desenvolvimento integrado (IDE) para a linguagem de programação R. Neste foram obtidos os parâmetros estatísticos e o P-valor do teste Shapiro-Wilk para todas as estações.

Nas estações em que as séries foram categorizadas como não-normais, aplicou-se a transformação logarítmica, para que os dados fossem normalizados e os testes paramétricos apresentassem maior exatidão. Dentre os métodos de normalização de dados, a transformação Log foi escolhida por sua maior praticidade, e pelos dados de precipitações anuais cumprirem o critério de não apresentar dados negativos. Para as amostras que a transformação logarítmica não normalizou a série, os testes paramétricos foram aplicados para as amostras com seus dados naturais e logaritmizados, mesmo para série não-normais, para efeito de comparação. Devido a este passo adicional nos testes paramétricos, seus resultados serão apresentados separadamente dos testes não-paramétricos.

Todos os testes de hipóteses foram aplicados com a linguagem de programação R, com alguns deles utilizando também a ferramenta XLSTAT™ do software Excel, o motivo dos testes serem aplicados em mais de um software se deve a possibilidade de comparação de resultados e melhor descrição e apresentação dos cálculos, onde ambos os programas apresentaram um arremate extremamente próximo, com uma diferença não significativa, diminuindo a possibilidade erros grosseiros, e dando uma noção do grau de erro sistemático.

Foi aplicada uma análise flexível dos resultados, não considerando apenas se os valores obtidos estavam dentro do nível de significância, mas considerando o quão forte é a afirmação. Logo, em resultados em que o P-valor se manteve na hipótese nula (H_0), mas por uma diferença mínima, a probabilidade de a hipótese alternativa (H_1) ser aceita em um período maior foi

considerada, assim como a situação inversa.

3.3 Softwares utilizados

Neste tópico, será descrita a metodologia aplicada nos programas utilizados para obtenção dos resultados, descrevendo brevemente as principais vantagens de cada um, esclarecendo a escolha destes para o estudo, assim como suas diferenças que justificam terem sido usados mesmo tendo a mesma função final.

3.3.1 Rstudio

A linguagem R é muito utilizada na ciência de dados, inclusive em estudos hidrometeorológicos. Neste ambiente de desenvolvimento integrado (IDE), foram aplicadas linhas de código que devolveram os resultados solicitados para cada uma das estações. A utilização da linguagem foi feita de maneira simples, não necessitando muitas linhas de código, com funções já delimitadas ao que é procurado. Para isso, foram necessários os seguintes *packages*: Brazilian Economic Time Series (BETS), Trend e Tseries. Todos eles *packages* com função de análise de séries temporais, detecção de tendências e análise de homogeneidade.

3.3.2 XLSTAT

Extensão paga do Excel, que oferece aplicação facilitada dos testes estatísticos, assim como a análise de dados. Esta extensão foi utilizada por sua automatização em gerar os gráficos e tabelas. Os resultados obtidos nesta extensão demonstraram coesão com os obtidos em R, com nenhum caso de diferença entre os programas. Para fins práticos, as representações gráficas dos resultados que serão apresentadas neste estudo, foram obtidas a partir desta extensão.

3.3.3 QGIS with GRASS

Ferramenta open-source de análise geográfica, utilizada também para análises hidrometeorológicas. Neste estudo, o uso do software foi limitado apenas à análise da localização das estações, que auxiliou na escolha, assim como na criação dos mapas utilizados.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Neste tópico, serão apresentados os resultados obtidos dos testes estatísticos, assim como uma interpretação de seus valores e magnitude. Na presença de discordâncias entre os testes, são discutidas as possíveis causas baseadas na metodologia do teste, seu poder, a composição dos dados e o consentimento de qual resultado é mais confiável. Para isto, os resultados serão separados entre os testes paramétricos, que também apresentarão os resultados do teste de normalidade, e os testes não-paramétricos, das 27 séries de dados obtidas a partir das séries históricas das 13 estações pluviométricas selecionadas e suas subdivisões amostrais definidas na seção anterior.

4.1 Resultados dos testes paramétricos

Primeiramente, serão apresentados os resultados dos testes paramétricos, onde foi aplicado inicialmente o teste de normalidade Shapiro-Wilk, então foi analisada a normalidade das amostras, que ao não apresentar distribuições normais, foram submetidas à normalização dos dados por transformação logarítmica. Na Tabela 2 tem-se os resultados dos testes, com suas estatísticas, p-valores, e a hipótese aceita.

A maioria dos resultados comprova a normalidade dos dados. Nos casos em que a distribuição foi avaliada como não normal, aplicou-se a transformação logarítmica, o que nem sempre normalizou as amostras como nas séries de Sucesso, Guaraciaba do Norte, Tamboril e Pedro II. Nestes casos, onde a distribuição se distanciava muito da normalidade, percebemos que o P-valor ficou ainda menor após a transformação. Cabe comentar que o único caso em que a normalidade dos dados foi detectada apenas em um dos níveis de significância, sendo o caso da segunda metade (P2) da estação de Aeroporto.

Dentre as séries analisadas, temos dois extremos, nos dados base ainda não transformados, que são respectivamente o com maior P-valor, sendo a primeira metade dos dados de Nova Russas, e o com menor P-valor, sendo não normal, e representando os dados da estação de Tamboril.

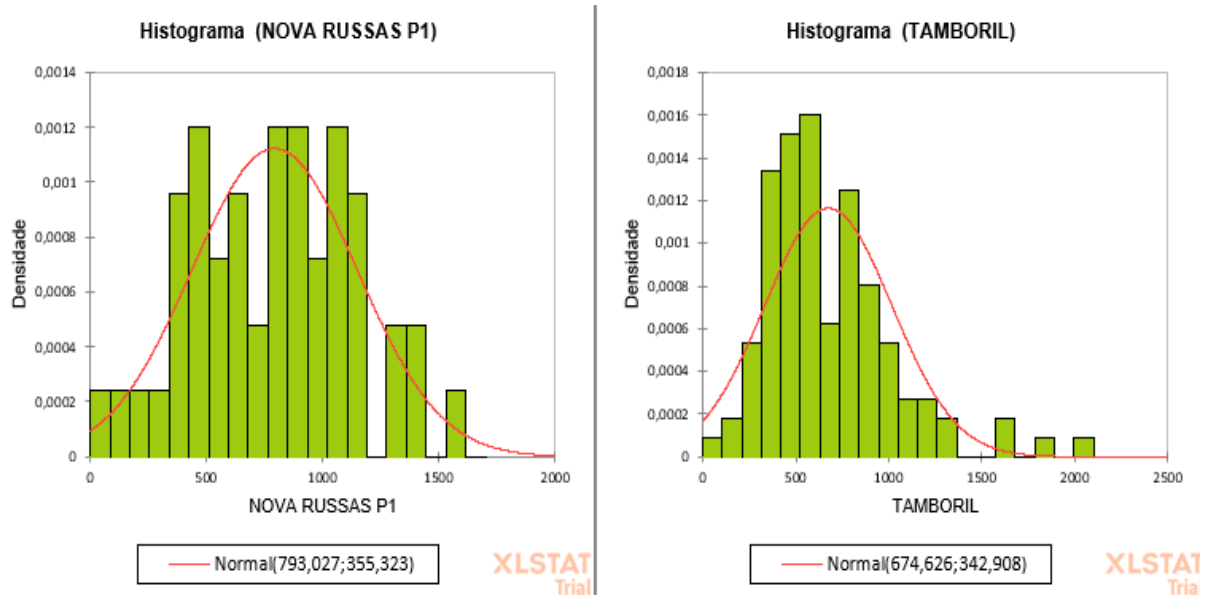
Tabela 2 – Teste de normalidade Shapiro-Wilk

ESTAÇÃO	SHAPIRO-WILK					
	PADRÃO			LOG		
	P	NORMAL ($\alpha = 5\%$)	NORMAL ($\alpha = 10\%$)	P (LOG)	NORMAL ($\alpha = 5\%$)	NORMAL ($\alpha = 10\%$)
Novo Oriente	0,0375	NÃO	NÃO	0,7271	SIM	SIM
Independência*	0,4708	SIM	SIM	-	-	-
Independência**	0,3874	SIM	SIM	-	-	-
Independência** (P1)	0,5396	SIM	SIM	-	-	-
Independência** (P2)	0,5964	SIM	SIM	-	-	-
Aeroporto	0,4705	SIM	SIM	-	-	-
Aeroporto (P1)	0,8875	SIM	SIM	-	-	-
Aeroporto (P2)	0,0742	SIM	NÃO	0,0704	SIM	NÃO
Crateús	0,6313	SIM	SIM	-	-	-
Crateús (P1)	0,8875	SIM	SIM	-	-	-
Crateús (P2)	0,7104	SIM	SIM	-	-	-
Sucesso	0,0396	NÃO	NÃO	$4,98 \times 10^{-13}$	NÃO	NÃO
Tamboril	$2,69 \times 10^{-6}$	NÃO	NÃO	$5,75 \times 10^{-15}$	NÃO	NÃO
Tamboril (P1)	0,0005	NÃO	NÃO	$9,79 \times 10^{-11}$	NÃO	NÃO
Tamboril (P2)	0,0083	NÃO	NÃO	0,6156	SIM	SIM
Nova Russas	0,3335	SIM	SIM	-	-	-
Nova Russas (P1)	0,9800	SIM	SIM	-	-	-
Nova Russas (P2)	0,0159	NÃO	NÃO	0,2866	SIM	SIM
Croatá	0,0344	NÃO	NÃO	0,3144	SIM	SIM
Poranga	0,1137	SIM	SIM	-	-	-
Guarac. do Norte	0,0052	NÃO	NÃO	0,0055	NÃO	NÃO
Guarac. do Norte. (P1)	0,0298	NÃO	NÃO	0,0482	NÃO	NÃO
Guarac. do Norte (P2)	0,2767	SIM	SIM	-	-	-
Faz. Boa Esperança	0,0017	NÃO	NÃO	0,4505	SIM	SIM
Pedro II	0,0004	NÃO	NÃO	$3,72 \times 10^{-11}$	NÃO	NÃO
Pedro II (P1)	0,7543	SIM	SIM	-	-	-
Pedro II (P2)	0,0007	NÃO	NÃO	$8,90 \times 10^{-10}$	NÃO	NÃO

Fonte: O autor

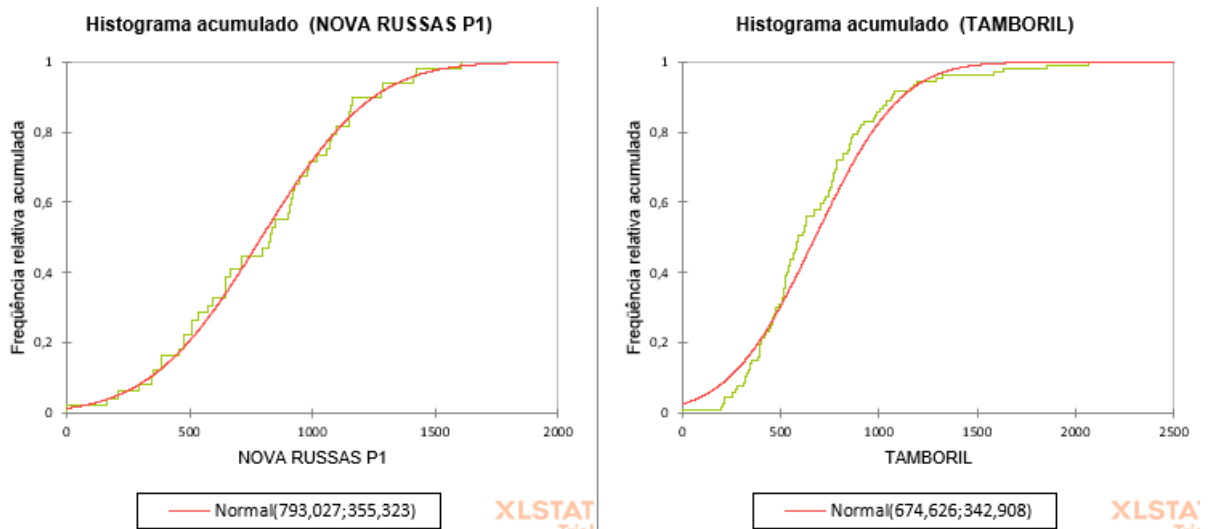
Na Figura 4, temos os histogramas de suas distribuições de densidade dos dados, onde podemos perceber a diferença, em que Nova Russas apresenta dados mais centralizados e próximos à curva demonstrada na Figura 2, enquanto Tamboril apresenta uma distribuição mais dispersa. No caso de Tamboril, temos um exemplo do que foi citado anteriormente, onde sua distribuição é tão distante da normal, que ficou ainda mais dispersa ao aplicar a transformação logarítmica. Ao analisar o histograma da frequência relativa acumulada dos dados, na Figura 5, a diferença entre as duas séries se torna mais perceptível, com Tamboril desviando muito de uma curva de distribuição normal.

Figura 4 – Histograma das séries Nova Russas (P1) e Tamboril



Fonte: O autor

Figura 5 – Histogramas de frequência relativa acumulada



Fonte: O autor

Uma vez aplicado o teste de normalidade, foram avaliados os testes paramétricos, levando em consideração que as séries com distribuição normal, tem maior grau de confiança quanto aos resultados obtidos nos testes T-Student e F-Snedecor. Na Tabela 3, são apresentados os resultados dos testes T-Student e F-Snedecor tanto para os dados naturais, como para os que necessitaram de transformação logarítmica, onde são definidos seus respectivo p-valor e a hipótese aceita para os diferentes níveis de significância analisados. O valor em **negrito** apresentados na Tabela 3 representam as séries com distribuição não normal.

Tabela 3 – Resultados dos testes paramétricos, com os dados não-normais em negrito.

ESTAÇÃO	TESTES PARAMÉTRICOS						TESTES PARAMÉTRICOS (LOG)					
	T-STUDENT			F-SNEDECOR			T-STUDENT			F-SNEDECOR		
	P	H		P	H		P	H		P	H	
		$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$		$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$		$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$		$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$
Novo Oriente	0,116	H0	H0	0,126	H0	H0	0,151	H0	H0	0,864	H0	H0
Independência*	0,638	H0	H0	0,302	H0	H0	-	-	-	-	-	-
Independência**	0,297	H0	H0	0,760	H0	H0	-	-	-	-	-	-
Independência** (P1)	0,132	H0	H0	0,269	H0	H0	-	-	-	-	-	-
Independência** (P2)	0,477	H0	H0	0,736	H0	H0	-	-	-	-	-	-
Aeroporto	0,301	H0	H0	0,758	H0	H0	-	-	-	-	-	-
Aeroporto (P1)	0,799	H0	H0	0,810	H0	H0	-	-	-	-	-	-
Aeroporto (P2)	0,176	H0	H0	0,463	H0	H0	0,236	H0	H0	0,754	H0	H0
Crateús	0,892	H0	H0	0,547	H0	H0	-	-	-	-	-	-
Crateús (P1)	0,428	H0	H0	0,810	H0	H0	-	-	-	-	-	-
Crateús (P2)	0,386	H0	H0	0,121	H0	H0	-	-	-	-	-	-
Sucesso	0,507	H0	H0	0,219	H0	H0	0,376	H0	H0	<0,0001	HÁ	HÁ
Tamboril	0,605	H0	H0	0,006	HA	HA	0,494	H0	H0	<0,0001	HÁ	HÁ
Tamboril (P1)	0,195	H0	H0	0,711	H0	H0	0,835	H0	H0	<0,0001	HÁ	HÁ
Tamboril (P2)	0,250	H0	H0	0,253	H0	H0	0,307	H0	H0	0,695	H0	H0
Nova Russas	0,960	H0	H0	0,473	H0	H0	-	-	-	-	-	-
Nova Russas (P1)	0,274	H0	H0	0,886	H0	H0	-	-	-	-	-	-
Nova Russas (P2)	0,582	H0	H0	0,058	H0	HA	0,842	H0	H0	0,253	H0	H0
Croatá	0,031	HA	HA	0,125	H0	H0	0,059	H0	HA	0,468	H0	H0
Poranga	0,411	H0	H0	1,000	H0	H0	-	-	-	-	-	-
Guarac. do Norte	0,892	H0	H0	0,038	HA	HA	0,652	HO	H0	0,026	HA	HÁ
Guarac. do Norte (P1)	0,003	HA	HA	0,002	HA	HA	0,024	HA	HA	0,069	H0	HÁ
Guarac. do Norte (P2)	0,188	H0	H0	0,265	H0	H0	-	-	-	-	-	-
Faz. Boa Esperança	0,661	H0	H0	0,010	HA	HA	0,996	HO	H0	0,019	HA	HÁ
Pedro II	0,548	H0	H0	0,160	H0	H0	0,825	HO	H0	0,940	H0	H0
Pedro II (P1)	0,047	HA	HA	0,519	H0	H0	-	-	-	-	-	-
Pedro II (P2)	0,486	H0	H0	0,123	H0	H0	0,318	HO	H0	<0,0001	HA	HÁ

Fonte: O autor

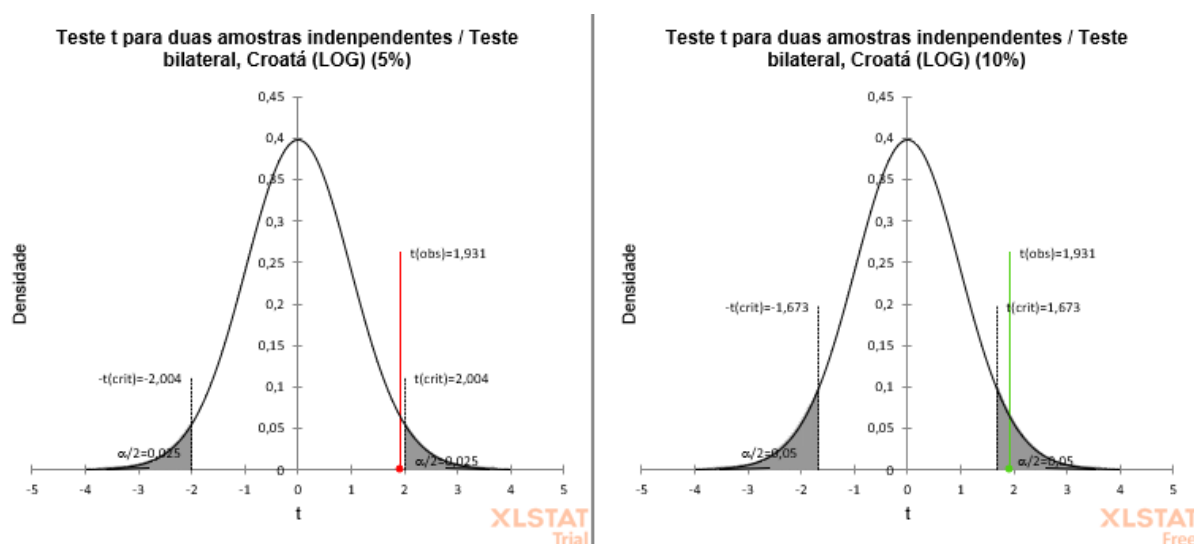
Avaliando os resultados apresentados na Tabela 3, verifica-se que para a maioria das séries, o teste T-Student não detectou presença de não-estacionariedade. A única série completa que adotou a hipótese alternativa (HA) foi a de Croatá, os demais casos em que se aceitou a HA foram nas subdivisões da primeira metade (P1) das séries de Guaraciaba do Norte e Pedro II. No entanto, ao analisar as séries completas de Guaraciaba do Norte e Pedro II não existem indícios de não-estacionariedade no teste, tendo ambas as estações apresentado um alto P-valor, muito além do necessário para manter a hipótese nula (H0) nos dois níveis de significância

adotados, sendo assim mais confiáveis os resultados obtidos para as séries completas quando se avalia a estacionariedade da série históricas de precipitações das referidas estações. Cabe ressaltar que a subdivisão (P1) de Pedro II, que adotou hipótese alternativa, apresentou um p-valor muito próximo de ser aceito no nível de significância de 5%, demonstrando que as evidências de não-estacionariedade na estação são fracas.

Os resultados do teste F-Snedecor apresentaram um maior número de casos de não-estacionariedade do que no teste T-Student. Para as séries completas de Tamboril, Guaraciaba do Norte e Fazenda Boa Esperança adotou-se a hipótese alternativa (HA), com todas apresentando baixíssimos p-valor, que demonstra uma grande diferença nas variâncias destas amostras, tendo também a segunda metade (P2) da série de Nova Russas apresentado variação, mas neste último caso, a evidência é muito fraca, já que aparece apenas em uma subdivisão e no nível de significância menos criterioso.

Observando os resultados das séries transformadas, percebe-se algumas diferenças que valem ser ressaltadas, como em Croatá, que ao normalizar a série, o teste T-Student obteve resultado diferente, em que no nível de significância de 5%, a estação manteve a estacionariedade, porém ainda com um P-valor de apenas 0,059, como é possível perceber na Figura 6. Ainda nesta Figura são apresentados os valores da estatística T-Student, e seus valores críticos para o α adotado.

Figura 6 – Comparativo teste T para dois níveis de significância, Croatá (Log)



Fonte: O autor

Para o F-Snedecor, tivemos as mudanças mais significativas, com Nova Russas (P2) agora mantendo a estacionariedade, com maior grau de confiança nesta hipótese, já que agora

foi avaliada uma amostra normalizada. Guaraciaba do Norte (P1) apresentou leve mudança no p-valor, permanecendo estacionário para $\alpha = 5\%$.

As mudanças mais perceptíveis após as transformações logarítmicas, foram observadas nos resultados do teste F-Snedecor na estação de Sucesso e Tamboril, assim como na subdivisão P2 de Pedro II. Nestes casos, o p-valor decaiu drasticamente, indicando que estas situações aconteceram para estações em que a transformação não foi bem-sucedida, com os dados tendo ficado ainda mais dispersos, o que causou uma alteração considerável na variância da série. Cabe destacar que os valores transformados que não conseguiram efetivamente tornar a amostra normal, não serão considerados na análise.

Em suma, temos que os testes paramétricos não apresentaram grandes indícios quanto à não-estacionariedade das séries analisadas, não tendo nenhuma delas adotado a hipótese alternativa em de ambos os testes e para os diferentes níveis de significância, com o único exemplo próximo disso sendo a subdivisão P1 de Guaraciaba do Norte. Com nenhuma estação completa de dados normais apresentando não-estacionariedade no nível de significância mais criterioso.

4.2 Resultados dos testes não-paramétricos

Agora, iremos analisar os resultados dos testes não-paramétricos. E antes de chegar a comparar os resultados entre os testes, já é possível confirmar a estacionariedade de seis estações, a saber: Novo Oriente, Poranga, as duas estações localizadas no município de Independência, e as duas estações do município de Crateús (Aeroporto e Crateús). O motivo do resultado destas estações ser deferido tão facilmente está no fato de terem mantido a hipótese nula de estacionariedade em todos os testes, já considerando também os resultados paramétricos. Não tendo elas simplesmente mantido a estacionariedade, mas também apresentando p-valores muito maiores do que o mínimo necessário, assim como o estimador de Sen's slope representar uma declividade não significativa, com Crateús tendo para as duas estações um valor muito próximo de zero.

Tabela 4 – Resultados dos testes não-paramétricos

ESTAÇÃO	TESTES NÃO-PARAMÉTRICOS																
	WILCOXON			COX-STUART			MANN-KENDALL			SEN'S SLOPE	SPEARMAN RHO			PETTITT			
	P	H (5%)	H (10%)	P	H (5%)	H (10%)	P	H (5%)	H (10%)	S	P	H (5%)	H (10%)	P	H (5%)	H (10%)	K
Novo Oriente	0,183	H0	H0	0,251	H0	H0	0,184	H0	H0	-2,99	0,681	H0	H0	0,532	H0	H0	18
Independência*	0,329	H0	H0	0,439	H0	H0	0,353	H0	H0	-3,09	0,421	H0	H0	0,507	H0	H0	38
Independência**	0,441	H0	H0	0,632	H0	H0	0,222	H0	H0	-2,09	0,622	H0	H0	0,309	H0	H0	25
Independência** (P1)	0,229	H0	H0	0,495	H0	H0	0,173	H0	H0	-6,21	0,68	H0	H0	0,409	H0	H0	19
Independência** (P2)	0,468	H0	H0	0,248	H0	H0	0,693	H0	H0	1,65	0,974	H0	H0	0,465	H0	H0	14
Aeroporto	0,288	H0	H0	1,000	H0	H0	0,897	H0	H0	0,17	0,736	H0	H0	0,705	H0	H0	50
Aeroporto (P1)	0,562	H0	H0	0,637	H0	H0	0,905	H0	H0	-0,59	0,907	H0	H0	0,941	H0	H0	50
Aeroporto (P2)	0,301	H0	H0	0,346	H0	H0	0,283	H0	H0	-3,00	0,173	H0	H0	0,366	H0	H0	25
Crateús	0,804	H0	H0	0,739	H0	H0	0,75	H0	H0	-0,35	0,523	H0	H0	1,000	H0	H0	99
Crateús (P1)	0,562	H0	H0	0,637	H0	H0	0,905	H0	H0	-0,59	0,907	H0	H0	0,941	H0	H0	50
Crateús (P2)	0,485	H0	H0	0,637	H0	H0	0,479	H0	H0	-2,27	0,538	H0	H0	0,833	H0	H0	45
Sucesso	0,71	H0	H0	0,779	H0	H0	0,312	H0	H0	-1,99	0,909	H0	H0	0,492	H0	H0	9
Tamboril	0,912	H0	H0	0,163	H0	H0	0,289	H0	H0	-0,99	0,195	H0	H0	0,345	H0	H0	29
Tamboril (P1)	0,055	H0	HA	0,132	H0	H0	0,069	H0	HA	-6,18	0,939	H0	H0	0,117	H0	H0	29
Tamboril (P2)	0,427	H0	H0	0,346	H0	H0	0,199	H0	H0	-3,03	0,79	H0	H0	0,670	H0	H0	45
Nova Russas	0,909	H0	H0	0,862	H0	H0	0,457	H0	H0	-1,00	0,343	H0	H0	0,444	H0	H0	21
Nova Russas (P1)	0,325	H0	H0	0,161	H0	H0	0,529	H0	H0	-2,46	0,963	H0	H0	0,124	H0	H0	21
Nova Russas (P2)	0,958	H0	H0	0,744	H0	H0	0,3	H0	H0	-3,71	0,594	H0	H0	0,806	H0	H0	9
Croatá	0,072	H0	HA	0,108	H0	H0	0,014	HA	HA	-4,07	0,509	H0	H0	0,190	H0	H0	48
Poranga	0,495	H0	H0	0,491	H0	H0	0,885	H0	H0	-0,38	0,528	H0	H0	0,320	H0	H0	37
Guarac. do Norte	0,939	H0	H0	0,289	H0	H0	0,205	H0	H0	-1,98	0,101	H0	H0	0,138	H0	H0	24
Guarac. do Norte (P1)	0,002	HA	HA	0,001	HÁ	HA	0,009	HA	HA	-12,18	0,544	H0	H0	0,008	HA	HA	24
Guarac. do Norte (P2)	0,348	H0	H0	0,637	H0	H0	0,128	H0	H0	-5,26	0,907	H0	H0	0,344	H0	H0	45
Faz. Boa Esperança	0,822	H0	H0	0,808	H0	H0	0,537	H0	H0	-1,94	0,576	H0	H0	0,757	H0	H0	44
Pedro II	0,835	H0	H0	0,457	H0	H0	0,977	H0	H0	0,04	0,565	H0	H0	0,472	H0	H0	17
Pedro II (P1)	0,018	HA	HA	0,029	HÁ	HA	0,077	H0	HA	-16,65	0,417	H0	H0	0,083	H0	HA	17
Pedro II (P2)	0,551	H0	H0	0,083	H0	HA	0,178	H0	H0	13,82	0,451	H0	H0	0,191	H0	H0	9

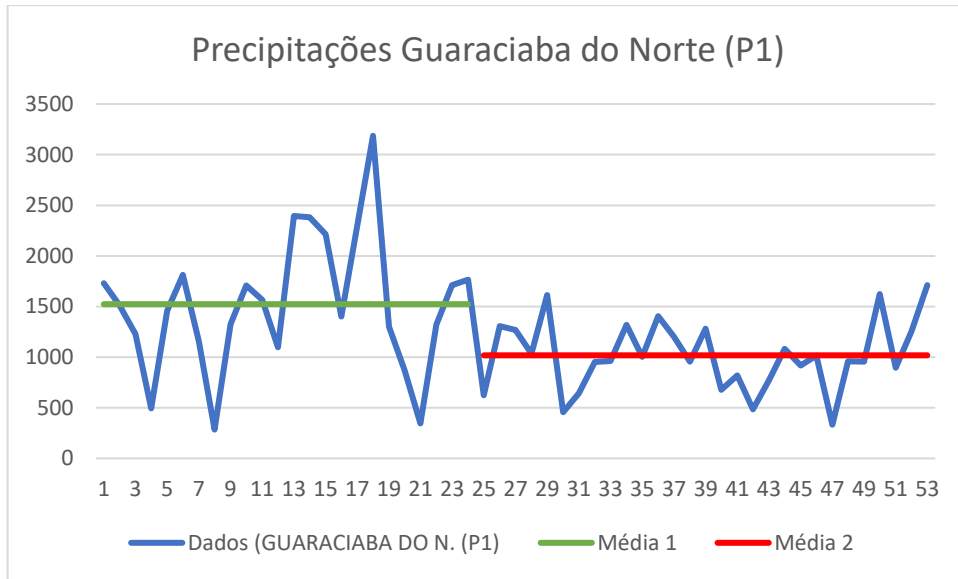
Fonte: O autor

As estações de Sucesso e Nova Russas, apesar de não terem apresentado resultados unânimes, também podem ser consideradas estacionárias, já que os indícios estatísticos de não-estacionariedade são muito fracos. Para Sucesso, a hipótese alternativa foi adotada apenas no teste de F-Snedecor, onde sua série recebeu transformação logarítmica. No entanto, como explicitado anteriormente, resultados de transformações que não se mostrassem efetivas em normalizar a amostra não seriam consideradas, principalmente levando em conta que os testes de F-Snedecor demonstraram uma mudança anormal em várias amostras após aplicação de uma transformação malsucedida. No caso de Nova Russas, tem-se a presença de não-estacionariedade apenas na segunda parte (P2), a qual foi detectada no teste F-Snedecor, apenas para um $\alpha = 10\%$ na série não-normalizada.

Para todas as outras estações, temos indícios de tendências que cabem à discussão, porém com todas apresentando poucas evidências nos resultados que determinam não-estacionariedade. A série de precipitação de Croata foi a que apresentou a adoção do maior número de hipóteses alternativas, tendo tendência detectada nos testes: Mann-Kendall; Wilcoxon para o nível de significância de 10%; e T-Student para os dois níveis de significância para os dados naturais, após a normalização o P-valor aumentou suavemente agora mantendo a hipótese nula apenas para 5%.

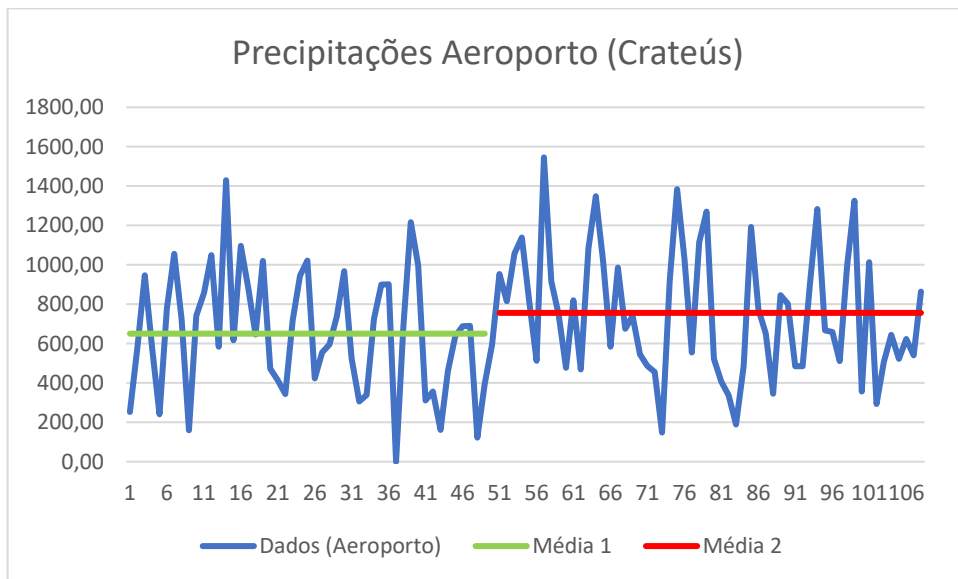
Os casos mais expressivos de tendência foram verificados nas séries de precipitações subdivididas em duas amostras. Guaraciaba do Norte em sua primeira metade (P1) manteve os resultados como estacionários apenas para o teste de Spearman Rho, demonstrando tendência significativa em todos os outros, com caráter decrescente e ponto de mudança nos dados após o vigésimo quarto ano, segundo o teste de Pettitt. Nas Figuras 7 e 8 são representadas as séries de Guaraciaba do Norte (P1) e Aeroporto (Crateús), respectivamente. Os dados de Guaraciaba do Norte (P1) representam uma amostra tendenciosa, e a série Aeroporto, não demonstrou haver tendência em nenhum dos testes. Pode-se então, com os dois gráficos, perceber a diferença entre uma série não-estacionária e uma estacionária, em que a alteração dos valores em Aeroporto é mais suave, e não chega a ser expressiva para os níveis de significância adotados.

Figura 7 – Ponto de mudança nas precipitações, Guaraciaba do Norte (P1)



Fonte: O autor

Figura 8 – Ponto de mudança nas precipitações, Aeroporto



Fonte: O autor

Ao analisar o gráfico da série Guaraciaba do Norte (P1), percebe-se a mudança na média linear das precipitações, tal a mudança também é notada na aplicação do teste T-Student, que detectou variação nesta. Já na série completa, a mudança não foi classificada como significativa. Apesar disto, pode-se notar que o ponto detectado por Pettitt na série completa de Guaraciaba do Norte e em sua subdivisão P1 são os mesmos, indicando que a mudança realmente acontece naquele ponto, apenas não sendo mais significativa se comparada com uma amostra maior.

Além deste exemplo, temos também um baixo p-valor do teste de Pettitt para a série Pedro II (P1), não ocorrendo o mesmo para nenhuma série completa analisada. Porém, deve-se levar em consideração que o ponto de mudança em Croatá ocorre próximo ao final da série, indicando a possibilidade da série está se tornando tendenciosa, porém não sendo ainda possível analisar com os dados existentes.

Resultados semelhantes ao teste de Pettitt podem ser observados em Cox-Stuart onde foram detectadas mudança apenas em Guaraciaba do Norte (P1) e Pedro II (P1). Em ambos, podemos notar que os P-valores obtidos são muito baixos em P1, mas crescem consideravelmente ao analisar P2, mantendo um valor estável nas precipitações completas. O inesperado destes resultados, é que demonstram que as precipitações para estas estações apresentavam inicialmente característica tendenciosa, mas se estabilizaram e se tornaram estacionárias. Isso é contraintuitivo por se esperar que com as mudanças climáticas, as precipitações fossem desenvolvendo características mais anômalas, entretanto, outros fatores podem ter ajudado a estabilizar estes valores, fatores que vão além do âmbito desta análise e cabem a futuras discussões.

Esta mudança pode ser observada em todas as estações, onde os P-valores aumentam nas subdivisões que representam os dados mais recentes (P2), com exceção para as estações localizadas no município de Crateús, onde os P-valores diminuem ao avaliar as precipitações mais recentes (P2), o que pode indicar que apesar de estacionárias, as estações estão desenvolvendo tendências cada vez mais significativas. Este indício de surgimento de tendências também pode ser observado em Nova Russas, porém apenas nos testes de F-Snedecor, Mann-Kendall e Spearman Rho.

No teste de correlação de Spearman, temos resultados unânimes indicando a estacionariedade das séries, com Guaraciaba do Norte apresentando o valor que chegou mais próximo de uma hipótese alternativa, mas ainda mantendo uma distância considerável. No teste de Wilcoxon, tem-se mais evidências de não-estacionariedade. Entretanto os resultados ainda são tênues, apresentando novamente tendências nas duas subamostras de Guaraciaba do Norte (P1) e Pedro II (P1), porém agora também aparecendo em Tamboril (P1) e Croatá no nível de significância de 10%. Já no teste Mann-Kendall verifica-se resultados semelhantes, porém agora a não-estacionariedade de Croatá foi detectada com maior expressividade.

O teste Sen's Slope possui um estimador que apresenta características dos resultados de Mann-Kendall que vão além de definir simplesmente a existência de estacionariedade, mas também sendo capaz de observar como a variação das precipitações se comporta. No caso de Pedro II, inicialmente suas precipitações apresentavam declividade negativa, diminuindo a

frequência conforme o tempo. Porém, em seus dados mais recentes, a declividade se torna positiva, com uma alta mudança, tendo esta estação apresentado tanto o declive mais negativo entre as estações, como o mais positivo, respectivamente. Reforçando a importância de avaliar séries longas de forma fracionada, vemos que essa variação brusca no declive gerou, ao avaliar a série inteira, o menor declive entre as estações, o que passaria despercebido se a série não fosse subdividida.

4.3 Comparativo entre os testes

Apesar de semelhante ao teste de Mann-Kendall, os resultados obtidos em Spearman Rho não pareceram apresentar proporcionalidade. A série Croatá apresentou resultado baixíssimo em Mann-Kendall, sendo a série completa mais tendenciosa segundo o teste, já em Spearman Rho foi categorizada como estacionária, com alta afirmação do seu P-valor. Já a estação de Guaraciaba do Norte, obteve maior P-valor em Mann-Kendall. Sabemos que o teste de Cox-Stuart é mais simples e menos poderoso que o de Mann-Kendall (RUTKOWSKA, 2015), porém ao comparar seus resultados, vemos que não destoam significativamente.

Para Wilcoxon, como mencionado, é adotada metodologia semelhante ao teste T-Student, validando a comparação entre os dois e avaliando a existência de alguma proporcionalidade, principalmente nos resultados das amostras não-normais, onde o teste T-Student tem menor poder devido a distribuição não seguir a composição esperada para um teste paramétrico. Neste caso, comprovamos a semelhança entre os testes, onde os resultados que apresentaram não-estacionariedade em T-Student, também tiveram esta resposta em Wilcoxon. O interessante nesta comparação é que o teste paramétrico apresentou semelhança mesmo quando a amostra não era normalizada, com a única diferença encontrada sendo para as precipitações transformadas de Croatá, porém por uma diferença mínima, que demonstra que a série provavelmente se torna tendenciosa se analisado um período maior.

5 CONCLUSÃO

Das estações disponíveis no perímetro que representa a região hidrográfica cearense do rio Poti, foram selecionadas aquelas que melhor satisfaziam os critérios de; tamanho amostral, quantidade de falhas e localização. Destas treze estações, foram partidas as que apresentavam dados de mais de 60 anos, analisando então para estes casos a série completa, e suas duas subamostras. Em todas os conjuntos de dados foi testada a normalidade, pelo teste de Shapiro-

Wilk, que detectou uma normalidade dos dados em apenas seis das estações. Ao aplicar a transformação logarítmica nos dados, a quantidade de séries normais aumentou para nove, existindo estações em que a normalização não foi eficiente, desconsiderando os dados transformados nestes casos.

Como mencionado, algumas estações como Sucesso, Tamboril, Guaraciaba do Norte e Pedro II não apresentaram normalidade em suas distribuições, mesmo ao serem transformadas, os testes paramétricos para estes casos são menos poderosos. Apesar disto, a estabilidade dos dados das estações deteve uma comparação aprofundada dos resultados, que não devolveram grandes diferenças, que proporcionariam uma melhor análise da eficiência para amostras de diferentes tamanhos e distribuições. Até mesmo comparando testes paramétricos e não-paramétricos, os resultados apresentaram diferenças tênues, onde mesmo os dados base e normalizados não alteraram fortemente os resultados.

As estações no geral apresentaram variação decrescente nas precipitações, com as únicas exceções sendo Aeroporto e Pedro II, que apesar de apresentarem declives positivos, foram com valores muito próximos de zero. Em Guaraciaba do Norte e Pedro II, havia precipitações não-estacionárias, ao observar suas subdivisões P1, mas que mudaram drasticamente, se estabilizando, e atualmente podem ser consideradas não tendenciosas. Já em Crateús, temos duas estações com situação contrária, em que os dados ainda não chegam a apresentar tendência, entretanto, demonstram estar mudando, decrescendo os P-valores dos testes, com isso demonstrando a possibilidade de surgimento de não-estacionariedade no futuro. Para as duas estações da cidade de Independência, temos que não ocorrem variações consideráveis ao comparar os resultados, com ambas as estações estritamente estacionárias e com declives negativos.

Em suma, temos que todas as estações apresentam fortes indícios de estacionariedade, sendo Croatá o caso mais fora da curva, uma situação de estacionariedade fraca, em que mudanças significativas ocorrem, segundo o teste de Pettitt, próximo ao final dos dados de precipitação, em 2009, cabendo a análises futuras avaliar as mudanças desta estação.

Este estudo conseguiu analisar e definir as estações quanto aos critérios de estacionariedade, abrindo também a observação quanto à mudança ocorrendo nos dados, em que determinadas estações citadas anteriormente devem ser estudadas no futuro para observar novamente suas mudanças, já que apesar de ainda não significativas, estão ocorrendo.

REFERÊNCIAS

ANA (2019). **Portal HidroWeb**. Brasília, DF: Agência Nacional de Águas e Saneamento. Disponível em: <https://www.snirh.gov.br/hidroweb/serieshistoricas>. Acesso em: 11/05/2022.

ARAÚJO, H. M. et al. Análise de tendência nas séries de precipitação na Região Metropolitana do Cariri – Ceará. In: SIMPÓSIO DE RECURSOS HÍDRICOS DO NORDESTE - SRHNE, 15º., 22 a 26 nov. 2020, Caruaru, Pernambuco, Brasil. Anais[...]Caruaru, Pernambuco, 2020. Tema: O Nordeste brasileiro na visão dos objetivos de desenvolvimento sustentável.

ASSIS, J. O. M. et al. Methods to analyze spatio-temporal rainfall variability: application to the Pajeú river basin, Pernambuco, Brazil. **Revista Brasileira de Ciências Ambientais**, Recife, v. 56, n. 4, p. 577–588, 19 out. 2021.

BARRETO, L. L.; FERNANDES DA COSTA, L. R. EVOLUÇÃO GEOMORFOLÓGICA E CONDICIONANTES MORFOESTRUTURAIS DO CÂNION DO RIO POTI – NORDESTE DO BRASIL. **Revista Brasileira de Geomorfologia**, Fortaleza, v. 15, n. 3, 23 set. 2014.

CEARÁ, G. E. **Plano estadual de convivência com a seca ações emergenciais e estruturantes**. Fortaleza, 2015.

CERQUEIRA, K. F. et al. ANÁLISE DAS PRECIPITACOES EM TRECHO DO MEDIO CURSO DA BACIA HIDROGRAFICA DO RIO POTI (PIAUI), A PARTIR DO INDICE DE ANOMALIA DE CHUVA (IAC). **Raega - O Espaço Geográfico em Análise**, Teresina, v. 45, n. 1, p. 110, 16 jan. 2019.

CONOVER, W. J. **Practical nonparametric statistics**. 3. ed. Nova Iorque: Wiley, 1999. 584 p. ISBN 0471160687.

COX, D. R.; STUART, A. Some Quick Sign Tests for Trend in Location and Dispersion. **Biometrika**, v. 42, n. 1/2, p. 80, jun. 1955.

DA SILVA, D. F. et al. Previsão Climática e de Ciclos Climáticos para o Estado do Ceará

(Climate Prediction and Climate Cycles for the State of Ceará). **Revista Brasileira de Geografia Física**, Juazeiro do Norte, v. 6, n. 4, p. 959, 14 nov. 2013.

DA SILVA, R. M. et al. Rainfall and river flow trends using Mann–Kendall and Sen’s slope estimator statistical tests in the Cobres River basin. **Natural Hazards**, v. 77, n. 2, p. 1205–1221, 15 fev. 2015.

DETZEL, D. et al. Estacionariedade das Afluências às Usinas Hidrelétricas Brasileiras. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, v. 16, n. 3, p. 95–111, 2011.

FERREIRA, A. G.; MELLO, N. G. S. Principais sistemas atmosféricos atuantes sobre a região Nordeste do Brasil e a influência dos oceanos Pacífico e Atlântico no clima da região. **Revista Brasileira de Climatologia**, v. 01, n. 01, p. 15-28, 2005.

FENG et al. Log-transformation and its implications for data analysis. **Shanghai archives of psychiatry**, v. 26, n. 2, p. 105–109, abr. 2014.

FREITAS, M. A. S. Análise estatística dos parâmetros de secas e de cheias hidrológicas em rios intermitentes do semi-árido brasileiro. **Revista Tecnologia**, Fortaleza, v. 18, n. 1, 1997.

FLEMING, S. W.; WEBER, F. A. Detection of long-term change in hydroelectric reservoir inflows: Bridging theory and practise. **Journal of Hydrology**, Amsterdam, v. 470-471, p. 36–54, nov. 2012.

FUNCEME, **Ceará passa pela pior seca prolongada desde 1910**. [S. l.], 12 setembro 2016. Disponível em: <http://www.funceme.br/?p=1403>. Acesso em: 13 set. 2022.

GAUTHIER, T. Detecting Trends Using Spearman’s Rank Correlation Coefficient. **Environmental Forensics**, Bradenton, v. 2, n. 4, p. 359–362, dez. 2001.

GOOSSENS, C.; BERGER, A. How to Recognize an Abrupt Climatic Change? **Abrupt Climatic Change**, p. 31–45, 1987.

GRECH, V.; CALLEJA, N. WASP (Write a Scientific Paper): Parametric vs. non-parametric

tests. **Early Human Development**, v. 123, p. 48–49, ago. 2018.

HIERA, M. D.; JUNIOR, A. F. L.; ZANELLA, M. E. ANÁLISE DA TENDÊNCIA DA PRECIPITAÇÃO NO ESTADO DO CEARÁ NO PERÍODO 1974 A 2016. **Revista Brasileira de Climatologia**, v. 24, n. 0, 10 jul. 2019.

HIPEL, K. W.; MCLEOD, A. I. **Time Series Modelling of Water Resources and Environmental Systems**. Elsevier, 1994.

INMET, **Clima e Tempo**. Disponível em: <https://www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/inmet?r=clima/normaisClimatologicas>. Acesso em: 19 set. 2022.

ISHAK, E. H. et al. Evaluating the non-stationarity of Australian annual maximum flood. **Journal of Hydrology**, v. 494, p. 134–145, 28 jun. 2013.

LEHTINEN, E.; PULKKINEN, U.; PÖRN, K. Statistical trend analysis methods for temporal phenomena. **www.osti.gov**, 1 abr. 1997.

LEOTTI, V. B.; BIRCK, A. R.; RIBOLDI, J. Comparação dos Testes de Aderência à Normalidade Kolmogorov-smirnov, Anderson-Darling, Cramer–Von Mises e Shapiro-Wilk por Simulação. **Anais do 11º Simpósio J Vasc Bras**. P. 192, 2005.

LOPES, J. R. F.; SILVA, D. F. APLICAÇÃO DO TESTE DE MANN-KENDALL PARA ANÁLISE DE TENDÊNCIA PLUVIOMÉTRICA NO ESTADO DO CEARÁ. **Revista de Geografia**, v. 30, n. 3, p. 192–208, 16 dez. 2013.

LOPES, M. D. M.; CASTELO BRANCO, V. T. F.; SOARES, J. B. Utilização dos testes estatísticos de Kolmogorov-Smirnov e Shapiro-Wilk para verificação da normalidade para materiais de pavimentação. **TRANSPORTES**, v. 21, n. 1, p. 59, 30 abr. 2013.

MANN, H. B. Nonparametric Tests Against Trend. **Econometrica**, v. 13, n. 3, p. 245, jul. 1945.

MARTINS, L. G. N. **Não-estacionariedade de séries temporais turbulentas e a grande**

variabilidade dos fluxos nas baixas frequências. Dissertação (Mestrado em Física) – Centro de Ciências Naturais e Exatas, Universidade de Santa Maria. Rio Grande do Sul, p. 80. 2011.

KENDALL, M. G. **Rank correlation methods.** 4. ed. London: Griffin, 1975.

MCCUEN, R. H. **Modeling Hydrologic Change.** 1. ed. CRC Press, 448 p. 2003.

MCLEOD, A. I.; HIPEL, K. W.; COMANCHO, F. TREND ASSESSMENT OF WATER QUALITY TIME SERIES. **Journal of the American Water Resources Association**, v. 19, n. 4, p. 537–547, ago. 1983.

MILLY, P. C. D. et al. Stationarity Is Dead: Whither Water Management? **Science**, v. 319, n. 5863, p. 573–574, 1 fev. 2008.

MIOT, H. A. Análise de correlação em estudos clínicos e experimentais. **Jornal Vascular Brasileiro**, v. 17, n. 4, p. 275–279, 29 nov. 2018.

MOREIRA, J. G. V.; NAGHETTINI, M. Detecção de Tendências Monotônicas Temporais e Relação com Erros dos Tipos I e II: Estudo de Caso em Séries de Precipitações Diárias Máximas Anuais do Estado do Acre. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 31, n. 4, p. 394–402, 29 set. 2016.

MOREIRA, J.; NAGHETTINI, M.; ELEUTÉRIO, J. Frequência e risco sob não-estacionariedade em registros pluviométricos da bacia do alto rio Tarauacá, Acre. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, v. 21, n. 1, p. 232–241, 25 fev. 2016.

MOURATO, S.; MOREIRA, M.; CORTE-REAL, J. Interannual variability of precipitation distribution patterns in Southern Portugal. **International Journal of Climatology**, v. 30, n. 12, p. 1784–1794, 29 set. 2009.

NAGHETTINI, M.; PINTO, É. J. A. **Hidrologia estatística.** [s.l.] CPRM, 2007.

PETTITT, A. N. A Non-Parametric Approach to the Change-Point Problem. **Applied Statistics**, v. 28, n. 2, p. 126, 1979.

NAMIAS, J. Influence of northern hemisphere general circulation on drought in northeast

Brazil. **Institution of Oceanography**, La Jolla, Calif. p. 336-343, 1972.

ROLIM, L. Z. R. et al. ANÁLISE DE TENDÊNCIA, ESTACIONARIEDADE E MODOS DE VARIAÇÃO DE UMA SÉRIE DE VAZÃO DO RIO JAGUARIBE. **XIV Simpósio de Recursos Hídricos do Nordeste XIV SIMPÓSIO DE RECURSOS HIDRÍCOS DO NORDESTE**, Maceió, p. 9, 20 nov. 2018.

ROLIM, L. Z. R.; SOUZA FILHO, F. A.; ROCHA, R. V. ANÁLISE DA ESTACIONARIEDADE DAS SÉRIES DE PRECIPITAÇÃO E VAZÃO. **ADAPTA**, n. 2, p. 10, 2019.

ROSA, C. S.; ALEXANDRE, A. M. B. ANÁLISE DE FUNÇÕES OBJETIVO NO CONTEXTO DA DETERMINAÇÃO DO REGIME HIDROLÓGICO EM BACIA DO SEMIÁRIDO NORDESTINO. **ABRHidro - ANAIS**, p. 10, nov. 21DC.

RUTKOWSKA, A. Properties of the Cox–Stuart Test for Trend in Application to Hydrological Series: The Simulation Study. **Communications in Statistics - Simulation and Computation**, v. 44, n. 3, p. 565–579, 25 ago. 2014.

SANTOS, F. D. A. Geomorfologia e geodiversidade do médio curso da Bacia Hidrográfica do rio Poti (Piauí), Nordeste do Brasil. **Geosaberes**, v. 8, n. 16, p. 121, 2 set. 2017.

SAWILOWSKY, S. S.; BLAIR, R. C. A more realistic look at the robustness and Type II error properties of the t test to departures from population normality. **Psychological Bulletin**, v. 111, n. 2, p. 352–360, 1992.

SHAPIRO, S. S.; WILK, M. B. An analysis of variance test for normality (complete samples). **Biometrika**, v. 52, n. 3-4, p. 591–611, 1 dez. 1965

SILVA, V. P. R.; PEREIRA, E. R. R.; ALMEIDA, R. S. R. Estudo da variabilidade anual e intra-anual da precipitação na região Nordeste do Brasil. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 27, n. 2, p. 163–172, jul. 2012.

SNEDECOR, G. W.; COCHRAN, W. G. **Statistical Methods**. [s.l.] Ames: The Iowa State

University Press, 1989.

THIESE, M. S.; RONNA, B.; OTT, U. P Value Interpretations and Considerations. **Journal of Thoracic Disease**, v. 8, n. 9, p. E928–E931, set. 2016.

TORMAN, V. B. L.; COSTER, R.; RIBOLDI, J. Normalidade de variáveis: métodos de verificação e comparação de alguns testes não-paramétricos por simulação. **Clinical and Biomedical Research**, v. 32, n. 2, 20 jul. 2012.

TORMAN, V. B. L.; COSTER, R.; RIBOLDI, J. Normalidade de variáveis: métodos de verificação e comparação de alguns testes não-paramétricos por simulação. **Clinical and Biomedical Research**, v. 32, n. 2, 20 jul. 2012.

TOZZI, B. K. M. Verificação da estacionariedade de séries hidrológicas de vazões na Bacia do Rio Iguaçu. **acervodigital.ufpr.br**, 2014.

UVO, C. B. et al. The relationships between Tropical Pacific and Atlantic SST and Northeast Brazil monthly precipitation. **Journal of Climate**, v.11, n. 10, p. 551-562, 1998.

VEIGA, R. Q.; LUCENA, A. J.; SILVA WANDERLEY, H. INFLUÊNCIA DOS EVENTOS EL NIÑO NA DISTRIBUIÇÃO DAS CHUVAS NA CIDADE DO RIO DE JANEIRO. **Raega - O Espaço Geográfico em Análise**, v. 53, p. 22, 6 dez. 2021.

WANG, F. et al. Re-evaluation of the Power of the Mann-Kendall Test for Detecting Monotonic Trends in Hydrometeorological Time Series. **Frontiers in Earth Science**, v. 8, 6 fev. 2020.

YUE, S.; PILON, P.; CAVADIAS, G. Power of the Mann–Kendall and Spearman’s rho tests for detecting monotonic trends in hydrological series. **Journal of Hydrology**, v. 259, n. 1-4, p. 254–271, mar. 2002.

ANEXO A – TABELA T

cum. prob	$t_{.50}$	$t_{.75}$	$t_{.80}$	$t_{.85}$	$t_{.90}$	$t_{.95}$	$t_{.975}$	$t_{.99}$	$t_{.995}$	$t_{.999}$	$t_{.9995}$
one-tail	0.50	0.25	0.20	0.15	0.10	0.05	0.025	0.01	0.005	0.001	0.0005
two-tails	1.00	0.50	0.40	0.30	0.20	0.10	0.05	0.02	0.01	0.002	0.001
df											
1	0.000	1.000	1.376	1.963	3.078	6.314	12.71	31.82	63.66	318.31	636.62
2	0.000	0.816	1.061	1.386	1.886	2.920	4.303	6.965	9.925	22.327	31.599
3	0.000	0.765	0.978	1.250	1.638	2.353	3.182	4.541	5.841	10.215	12.924
4	0.000	0.741	0.941	1.190	1.533	2.132	2.776	3.747	4.604	7.173	8.610
5	0.000	0.727	0.920	1.156	1.476	2.015	2.571	3.365	4.032	5.893	6.869
6	0.000	0.718	0.906	1.134	1.440	1.943	2.447	3.143	3.707	5.208	5.959
7	0.000	0.711	0.896	1.119	1.415	1.895	2.365	2.998	3.499	4.785	5.408
8	0.000	0.706	0.889	1.108	1.397	1.860	2.306	2.896	3.355	4.501	5.041
9	0.000	0.703	0.883	1.100	1.383	1.833	2.262	2.821	3.250	4.297	4.781
10	0.000	0.700	0.879	1.093	1.372	1.812	2.228	2.764	3.169	4.144	4.587
11	0.000	0.697	0.876	1.088	1.363	1.796	2.201	2.718	3.106	4.025	4.437
12	0.000	0.695	0.873	1.083	1.356	1.782	2.179	2.681	3.055	3.930	4.318
13	0.000	0.694	0.870	1.079	1.350	1.771	2.160	2.650	3.012	3.852	4.221
14	0.000	0.692	0.868	1.076	1.345	1.761	2.145	2.624	2.977	3.787	4.140
15	0.000	0.691	0.866	1.074	1.341	1.753	2.131	2.602	2.947	3.733	4.073
16	0.000	0.690	0.865	1.071	1.337	1.746	2.120	2.583	2.921	3.686	4.015
17	0.000	0.689	0.863	1.069	1.333	1.740	2.110	2.567	2.898	3.646	3.965
18	0.000	0.688	0.862	1.067	1.330	1.734	2.101	2.552	2.878	3.610	3.922
19	0.000	0.688	0.861	1.066	1.328	1.729	2.093	2.539	2.861	3.579	3.883
20	0.000	0.687	0.860	1.064	1.325	1.725	2.086	2.528	2.845	3.552	3.850
21	0.000	0.686	0.859	1.063	1.323	1.721	2.080	2.518	2.831	3.527	3.819
22	0.000	0.686	0.858	1.061	1.321	1.717	2.074	2.508	2.819	3.505	3.792
23	0.000	0.685	0.858	1.060	1.319	1.714	2.069	2.500	2.807	3.485	3.768
24	0.000	0.685	0.857	1.059	1.318	1.711	2.064	2.492	2.797	3.467	3.745
25	0.000	0.684	0.856	1.058	1.316	1.708	2.060	2.485	2.787	3.450	3.725
26	0.000	0.684	0.856	1.058	1.315	1.706	2.056	2.479	2.779	3.435	3.707
27	0.000	0.684	0.855	1.057	1.314	1.703	2.052	2.473	2.771	3.421	3.690
28	0.000	0.683	0.855	1.056	1.313	1.701	2.048	2.467	2.763	3.408	3.674
29	0.000	0.683	0.854	1.055	1.311	1.699	2.045	2.462	2.756	3.396	3.659
30	0.000	0.683	0.854	1.055	1.310	1.697	2.042	2.457	2.750	3.385	3.646
40	0.000	0.681	0.851	1.050	1.303	1.684	2.021	2.423	2.704	3.307	3.551
60	0.000	0.679	0.848	1.045	1.296	1.671	2.000	2.390	2.660	3.232	3.460
80	0.000	0.678	0.846	1.043	1.292	1.664	1.990	2.374	2.639	3.195	3.416
100	0.000	0.677	0.845	1.042	1.290	1.660	1.984	2.364	2.626	3.174	3.390
1000	0.000	0.675	0.842	1.037	1.282	1.646	1.962	2.330	2.581	3.098	3.300
Z	0.000	0.674	0.842	1.036	1.282	1.645	1.960	2.326	2.576	3.090	3.291
	0%	50%	60%	70%	80%	90%	95%	98%	99%	99.8%	99.9%
	Confidence Level										

Fonte: <https://www.ttable.org>

ANEXO B – TABELA F

F-table of Critical Values of $\alpha = 0.05$ for $F(df_1, df_2)$																			
DF1=	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	12	15	20	24	30	40	60	120	∞
DF2=1	161.45	199.50	215.71	224.58	230.16	233.99	236.77	238.88	240.54	241.88	243.91	245.95	248.01	249.05	250.10	251.14	252.20	253.25	254.31
2	18.51	19.00	19.16	19.25	19.30	19.33	19.35	19.37	19.38	19.40	19.41	19.43	19.45	19.45	19.46	19.47	19.48	19.49	19.50
3	10.13	9.55	9.28	9.12	9.01	8.94	8.89	8.85	8.81	8.79	8.74	8.70	8.66	8.64	8.62	8.59	8.57	8.55	8.53
4	7.71	6.94	6.59	6.39	6.26	6.16	6.09	6.04	6.00	5.96	5.91	5.86	5.80	5.77	5.75	5.72	5.69	5.66	5.63
5	6.61	5.79	5.41	5.19	5.05	4.95	4.88	4.82	4.77	4.74	4.68	4.62	4.56	4.53	4.50	4.46	4.43	4.40	4.37
6	5.99	5.14	4.76	4.53	4.39	4.28	4.21	4.15	4.10	4.06	4.00	3.94	3.87	3.84	3.81	3.77	3.74	3.70	3.67
7	5.59	4.74	4.35	4.12	3.97	3.87	3.79	3.73	3.68	3.64	3.57	3.51	3.44	3.41	3.38	3.34	3.30	3.27	3.23
8	5.32	4.46	4.07	3.84	3.69	3.58	3.50	3.44	3.39	3.35	3.28	3.22	3.15	3.12	3.08	3.04	3.01	2.97	2.93
9	5.12	4.26	3.86	3.63	3.48	3.37	3.29	3.23	3.18	3.14	3.07	3.01	2.94	2.90	2.86	2.83	2.79	2.75	2.71
10	4.96	4.10	3.71	3.48	3.33	3.22	3.14	3.07	3.02	2.98	2.91	2.85	2.77	2.74	2.70	2.66	2.62	2.58	2.54
11	4.84	3.98	3.59	3.36	3.20	3.09	3.01	2.95	2.90	2.85	2.79	2.72	2.65	2.61	2.57	2.53	2.49	2.45	2.40
12	4.75	3.89	3.49	3.26	3.11	3.00	2.91	2.85	2.80	2.75	2.69	2.62	2.54	2.51	2.47	2.43	2.38	2.34	2.30
13	4.67	3.81	3.41	3.18	3.03	2.92	2.83	2.77	2.71	2.67	2.60	2.53	2.46	2.42	2.38	2.34	2.30	2.25	2.21
14	4.60	3.74	3.34	3.11	2.96	2.85	2.76	2.70	2.65	2.60	2.53	2.46	2.39	2.35	2.31	2.27	2.22	2.18	2.13
15	4.54	3.68	3.29	3.06	2.90	2.79	2.71	2.64	2.59	2.54	2.48	2.40	2.33	2.29	2.25	2.20	2.16	2.11	2.07
16	4.49	3.63	3.24	3.01	2.85	2.74	2.66	2.59	2.54	2.49	2.42	2.35	2.28	2.24	2.19	2.15	2.11	2.06	2.01
17	4.45	3.59	3.20	2.96	2.81	2.70	2.61	2.55	2.49	2.45	2.38	2.31	2.23	2.19	2.15	2.10	2.06	2.01	1.96
18	4.41	3.55	3.16	2.93	2.77	2.66	2.58	2.51	2.46	2.41	2.34	2.27	2.19	2.15	2.11	2.06	2.02	1.97	1.92
19	4.38	3.52	3.13	2.90	2.74	2.63	2.54	2.48	2.42	2.38	2.31	2.23	2.16	2.11	2.07	2.03	1.98	1.93	1.88
20	4.35	3.49	3.10	2.87	2.71	2.60	2.51	2.45	2.39	2.35	2.28	2.20	2.12	2.08	2.04	1.99	1.95	1.90	1.84
21	4.32	3.47	3.07	2.84	2.68	2.57	2.49	2.42	2.37	2.32	2.25	2.18	2.10	2.05	2.01	1.96	1.92	1.87	1.81
22	4.30	3.44	3.05	2.82	2.66	2.55	2.46	2.40	2.34	2.30	2.23	2.15	2.07	2.03	1.98	1.94	1.89	1.84	1.78
23	4.28	3.42	3.03	2.80	2.64	2.53	2.44	2.37	2.32	2.27	2.20	2.13	2.05	2.01	1.96	1.91	1.86	1.81	1.76
24	4.26	3.40	3.01	2.78	2.62	2.51	2.42	2.36	2.30	2.25	2.18	2.11	2.03	1.98	1.94	1.89	1.84	1.79	1.73
25	4.24	3.39	2.99	2.76	2.60	2.49	2.40	2.34	2.28	2.24	2.16	2.09	2.01	1.96	1.92	1.87	1.82	1.77	1.71
26	4.23	3.37	2.98	2.74	2.59	2.47	2.39	2.32	2.27	2.22	2.15	2.07	1.99	1.95	1.90	1.85	1.80	1.75	1.69
27	4.21	3.35	2.96	2.73	2.57	2.46	2.37	2.31	2.25	2.20	2.13	2.06	1.97	1.93	1.88	1.84	1.79	1.73	1.67
28	4.20	3.34	2.95	2.71	2.56	2.45	2.36	2.29	2.24	2.19	2.12	2.04	1.96	1.91	1.87	1.82	1.77	1.71	1.65
29	4.18	3.33	2.93	2.70	2.55	2.43	2.35	2.28	2.22	2.18	2.10	2.03	1.94	1.90	1.85	1.81	1.75	1.70	1.64
30	4.17	3.32	2.92	2.69	2.53	2.42	2.33	2.27	2.21	2.16	2.09	2.01	1.93	1.89	1.84	1.79	1.74	1.68	1.62
40	4.08	3.23	2.84	2.61	2.45	2.34	2.25	2.18	2.12	2.08	2.00	1.92	1.84	1.79	1.74	1.69	1.64	1.58	1.51
60	4.00	3.15	2.76	2.53	2.37	2.25	2.17	2.10	2.04	1.99	1.92	1.84	1.75	1.70	1.65	1.59	1.53	1.47	1.39
120	3.92	3.07	2.68	2.45	2.29	2.18	2.09	2.02	1.96	1.91	1.83	1.75	1.66	1.61	1.55	1.50	1.43	1.35	1.25
∞	3.84	3.00	2.60	2.37	2.21	2.10	2.01	1.94	1.88	1.83	1.75	1.67	1.57	1.52	1.46	1.39	1.32	1.22	1.00

Fonte: <https://statisticsbyjim.com>

ANEXO C – COEFICIENTES DE SHAPIRO-WILK

n \ i	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40
1	0.4220	0.4188	0.4156	0.4127	0.4096	0.4068	0.4040	0.4015	0.3989	0.3964
2	0.2921	0.2898	0.2876	0.2854	0.2834	0.2813	0.2794	0.2774	0.2755	0.2737
3	0.2475	0.2462	0.2451	0.2439	0.2427	0.2415	0.2403	0.2391	0.2380	0.2368
4	0.2145	0.2141	0.2137	0.2132	0.2127	0.2121	0.2116	0.2110	0.2104	0.2098
5	0.1874	0.1878	0.1880	0.1882	0.1883	0.1883	0.1883	0.1881	0.1880	0.1878
6	0.1641	0.1651	0.1660	0.1667	0.1673	0.1678	0.1683	0.1686	0.1689	0.1691
7	0.1433	0.1449	0.1463	0.1475	0.1487	0.1496	0.1505	0.1513	0.1520	0.1526
8	0.1243	0.1265	0.1284	0.1301	0.1317	0.1331	0.1344	0.1356	0.1366	0.1376
9	0.1066	0.1093	0.1116	0.1140	0.1160	0.1179	0.1196	0.1211	0.1225	0.1237
10	0.0899	0.0931	0.0961	0.0988	0.1013	0.1036	0.1056	0.1075	0.1092	0.1108
11	0.0739	0.0777	0.0812	0.0844	0.0873	0.0900	0.0924	0.0947	0.0967	0.0986
12	0.0585	0.0629	0.0669	0.0706	0.0739	0.0770	0.0798	0.0824	0.0848	0.0870
13	0.0435	0.0485	0.0530	0.0572	0.0610	0.0645	0.0677	0.0706	0.0733	0.0759
14	0.0289	0.0344	0.0395	0.0441	0.0484	0.0523	0.0559	0.0592	0.0622	0.0651
15	0.0144	0.0206	0.0262	0.0314	0.0361	0.0404	0.0444	0.0481	0.0515	0.0546
16	0.0000	0.0068	0.0131	0.0187	0.0239	0.0287	0.0331	0.0372	0.0409	0.0444
17	-	-	0.0000	0.0062	0.0119	0.0172	0.0220	0.0264	0.0305	0.0343
18	-	-	-	-	0.0000	0.0057	0.0110	0.0156	0.0203	0.0244
19	-	-	-	-	-	-	0.0000	0.0053	0.0101	0.0146
20	-	-	-	-	-	-	-	-	0.0000	0.0049

n \ i	41	42	43	44	45	46	47	48	49	50
1	0.3940	0.3917	0.3894	0.3872	0.3850	0.3830	0.3806	0.3789	0.3770	0.3751
2	0.2719	0.2701	0.2684	0.2667	0.2651	0.2635	0.2620	0.2604	0.2589	0.2574
3	0.2357	0.2345	0.2334	0.2323	0.2313	0.2302	0.2291	0.2281	0.2271	0.2260
4	0.2091	0.2085	0.2078	0.2072	0.2065	0.2058	0.2052	0.2045	0.2038	0.2032
5	0.1876	0.1874	0.1871	0.1868	0.1865	0.1862	0.1859	0.1855	0.1851	0.1847
6	0.1693	0.1694	0.1695	0.1695	0.1695	0.1695	0.1695	0.1693	0.1692	0.1691
7	0.1531	0.1535	0.1539	0.1542	0.1545	0.1548	0.1550	0.1551	0.1552	0.1554
8	0.1384	0.1392	0.1398	0.1405	0.1410	0.1415	0.1420	0.1423	0.1427	0.1430
9	0.1249	0.1259	0.1269	0.1278	0.1286	0.1293	0.1300	0.1306	0.1312	0.1317
10	0.1123	0.1136	0.1149	0.1160	0.1170	0.1180	0.1189	0.1197	0.1205	0.1212
11	0.1004	0.1020	0.1035	0.1049	0.1062	0.1073	0.1085	0.1095	0.1105	0.1113
12	0.0891	0.0909	0.0927	0.0943	0.0959	0.0972	0.0986	0.0998	0.1010	0.1020
13	0.0782	0.0804	0.0824	0.0842	0.0860	0.0876	0.0892	0.0906	0.0919	0.0932
14	0.0677	0.0701	0.0724	0.0745	0.0765	0.0783	0.0801	0.0817	0.0832	0.0846
15	0.0575	0.0602	0.0628	0.0651	0.0673	0.0694	0.0713	0.0731	0.0748	0.0764
16	0.0476	0.0506	0.0534	0.0560	0.0584	0.0607	0.0628	0.0648	0.0667	0.0685
17	0.0379	0.0411	0.0442	0.0471	0.0497	0.0522	0.0546	0.0568	0.0588	0.0608
18	0.0283	0.0318	0.0352	0.0383	0.0412	0.0439	0.0465	0.0489	0.0511	0.0532
19	0.0188	0.0227	0.0263	0.0296	0.0328	0.0357	0.0385	0.0411	0.0436	0.0459
20	0.0094	0.0136	0.0175	0.0211	0.0245	0.0277	0.0307	0.0335	0.0361	0.0386
21	0.0000	0.0045	0.0087	0.0126	0.0163	0.0197	0.0229	0.0259	0.0288	0.0314
22	-	-	0.0000	0.0042	0.0081	0.0118	0.0153	0.0185	0.0215	0.0244
23	-	-	-	-	0.0000	0.0039	0.0076	0.0111	0.0142	0.0174
24	-	-	-	-	-	-	0.0000	0.0037	0.0071	0.0104
25	-	-	-	-	-	-	-	-	0.0000	0.0035

Fonte: SHAPIRO; WILK, 1965